2

Quaderni IRVAPP

Una valutazione degli effetti della legge Sirchia sull'attitudine al fumo degli italiani

di

Daniela Vuri

Una valutazione degli effetti della legge Sirchia sull'attitudine al fumo degli italiani

di
Daniela Vuri

Il presente rapporto analizza l’impatto dell’interdizione al fumo introdotta a gennaio 2005 (la cosiddetta «Legge Sirchia») sulla propensione a fumare degli italiani. L’evidenza empirica esistente supporta l’ipotesi che la propensione a fumare e il numero di sigarette fumate dagli italiani si siano ridotte dopo l’introduzione del divieto. Questo risultato è tuttavia in contrasto con quanto trovato in altri paesi europei.

Dalla nostra analisi emerge che l’apparente successo della legge Sirchia mostrato negli studi esistenti deriva dal fatto di non aver tenuto in conto le differenze stagionali nel consumo di sigarette. Usando i dati trimestrali ottenuti dall’Indagine Multiscopo *Condizioni di salute e ricorso ai servizi sanitari* per gli anni 1999-2000 e 2004-2005 e adottando un approccio delle differenze nelle differenze che permette di depurare le variazioni mensili nel consumo di sigarette dalla componente stagionale mostriamo che la proibizione al fumo nei luoghi pubblici e di lavoro non ha avuto in generale alcun impatto sull’attitudine al fumo degli italiani e solo effetti di lieve entità per alcuni sottogruppi della popolazione.

Indice

Presentazione, di *Erich Battistin* 9

Introduzione 11

1. L’introduzione della legge Sirchia in Italia 15

2. Descrizione dei dati 17

3. Il modello empirico 21

4. Risultati 25
   - 4.1 Stime ‘before/after’ 25
   - 4.2 Stime basate sull’approccio delle differenze-nelle-differenze 27
   - 4.3 Analisi di robustezzza 29
   - 4.4 Stagionalità nei comportamenti relativi al fumo 30

5. Conclusioni 33

Appendice 49

Bibliografia 61

Presentazione

Erich Battistin

La legge antifumo attualmente in vigore in Italia prende il nome dal suo promotore, Girolamo Sirchia, ed è comunemente nota come «Legge Sirchia». Entrata in vigore all'inizio del 2005, la legge regolamenta la pratica del fumo, vietandolo negli spazi chiusi ad eccezione di quelli privati non aperti a utenti o al pubblico. Il divieto si applica a posti di lavoro e luoghi di ritrovo, come bar e ristoranti, ma non a luoghi aperti come parchi e spiagge. A più di dieci anni dall'introduzione della legge, la discussione sulla possibilità di estendere la tutela a questi ultimi spazi è tuttora in corso.

La valutazione degli effetti della legge coinvolge certamente molteplici ambiti di salute pubblica. Il punto di partenza più naturale è lo studio di possibili cambiamenti nelle abitudini di consumo degli Italiani. Ci possono essere effetti *diretti* della legge, nel senso che regolamentare la pratica del fumo e indicare i divieti potrebbe avere effetti sul consumatore marginale. D'altra parte, essendo il fumo un fenomeno sociale, la diminuzione nel consumo di pochi soggetti potrebbe indirettamente riflettersi in un minore consumo dei loro pari.

Questo lavoro presenta un esercizio di valutazione degli effetti della legge Sirchia sul consumo di tabacco utilizzando micro-dati dell'ISTAT, e testimonia l'intenzione di FBK-IRVAPP di estendere il suo ambito di azione all'area delle politiche sanitarie.

La definizione di effetto causale segue dal paradigma controfattuale, e confronta il consumo osservato in presenza della legge con il consumo che si sarebbe osservato in assenza di regolamentazione. Notando nei dati una forte componente stagionale nel consumo di tabacco, il lavoro mostra come l'effetto causale di interesse possa essere ottenuto confrontando la differenza nel consumo tra inverno ed estate a cavallo dell'introduzione della legge, con l'analoga differenza calcolata cinque anni prima della legge. La stima degli effetti ottenuta con queste

differenze-nelle-differenze fornisce risultati diversi da quelli precedentemente documentati per l'Italia, suggerendo effetti complessivi (diretti ed indiretti) trascurabili sulle abitudini di consumo.

Introduzione

La crescente preoccupazione relativa ai danni causati dal fumo ha spinto molti Paesi a proibire campagne pubblicitarie sul fumo e ad introdurre restrizioni parziali o totali sul fumo nei posti di lavoro e più di recente nelle aree pubbliche. L'obiettivo di queste politiche è principalmente quello di ridurre l'esposizione dei non fumatori al fumo passivo e al tempo stesso creare un ambiente favorevole per coloro che vogliono ridurre o smettere di fumare[1]. Un numero considerevole e crescente di studi ha analizzato gli effetti dell'introduzione di restrizioni sul fumo sulla probabilità di fumare e sulle sue conseguenze per la salute. Studi epidemiologici mostrano che in alcuni Stati americani e Paesi europei, le restrizioni sul fumo hanno significativamente ridotto la probabilità di avere un infarto al miocardio ed episodi gravi di asma (Barone-Adesi et al. 2006; Juster et al. 2007; Pell et al. 2008) e hanno generato effetti positivi sugli esiti alla nascita dei neonati (Mackay et al. 2012). Meno chiari sono invece gli effetti delle proibizioni sui comportamenti dei fumatori[2]. In Spagna, Guerrero et al. (2011) trovano un effetto inferiore a quanto atteso un anno dopo l'implementazione di una restrizione parziale sul fumo, mentre in Scozia c'è evidenza di una significativa riduzione della propensione a fumare nei 3-6 mesi successivi all'introduzione del divieto a fumare nei luoghi pubblici. Tuttavia, alcuni studi in Inghilterra (Elton - Campbell 2008; Lee et al. 2011), Olanda (Verdonk-Kleinjan et al. 2011), Germania (Anger et al. 2011), Irlanda (Mullally et al. 2009),

---

1 Il fumo è la causa di molte malattie, incluso il cancro ai polmoni e problemi cardiovascolari e respiratori (Doll et al. 1994). Il fumo di sigarette è anche considerato il fattore più importante in grado di influenzare il peso alla nascita e il rischio di parto pretermine (Shiono - Behrman 1995). C'è inoltre evidenza che sia il fumo attivo sia il fumo passivo aumentano i problemi cardiaci (Barnova et al. 2005; Law et al. 1997; Raupach et al. 2006) e accrescono la gravità dell'asma così come la probabilità di sviluppare questa condizione quando adulti (Stapleton et al. 2011).

2 Studi precedenti in economia hanno investigato l'effetto dei divieti a fumare sul posto di lavoro sulla propensione a fumare e hanno trovato riduzioni significative nel consumo di sigarette tra i lavoratori fumatori (Evans et al. 1999; Fichtenberg - Glantz 2000). Tuttavia, i divieti sul posto di lavoro sono intrinsecamente diversi da quelli nei luoghi pubblici sotto molti aspetti. Per esempio, un fumatore avrà una maggiore discrezione sul tempo speso nei luoghi pubblici rispetto a quello trascorso sul posto di lavoro.

Scozia e Inghilterra (Jones et al. 2015) mostrano effetti limitati se non nulli dei divieti sul fumo sulla propensione a fumare degli individui.

In questo lavoro analizziamo l'impatto dell'introduzione della legge Sirchia nel gennaio 2005 (Girolamo Sirchia era l'allora Ministro della Sanità del governo Berlusconi), che vietava il fumo in tutti i posti pubblici, inclusi caffè, ristoranti, aeroporti, stazioni e luoghi di lavoro pubblici e privati, sull'attitudine al fumo degli individui. Sorprendentemente la legge ha raccolto numerosi consensi pubblici e la sua applicazione può essere considerata più che soddisfacente (Gallus et al. 2006; Gorini 2011). Secondo gli studi esistenti in Italia, la legge ha raggiunto l'obiettivo di ridurre il numero di fumatori e la quantità di sigarette fumate (Buonanno - Ranzani, 2013; Cesaroni et al., 2008; Federico et al., 2012; Gallus et al., 2006; Gallus et al., 2007). Tuttavia questi studi sono principalmente basati su un confronto *prima-dopo* (*before-after*) senza un valido gruppo di controllo. Il problema principale che accomuna tutti questi studi è che un semplice confronto *before-after* non permette di controllare per fenomeni di stagionalità che sembrano essere invece importanti quando si considera il comportamento dei fumatori.

Alcune ricerche condotte negli USA hanno mostrato che il consumo di sigarette ha una forte componente di stagionalità con un consumo più elevato e maggiore probabilità di iniziare a fumare nei mesi estivi e più basso consumo e maggiore probabilità di smettere nei mesi invernali (Chandra - Chaloupka 2003, Momperousse et al. 2007, Wellman - Di Franza 2003). Tra le possibili cause che possono spiegare la stagionalità ci sono l'effetto del clima, la tempistica dei cambiamenti fiscali nelle accise (tipicamente dicembre, marzo e giugno-luglio in Italia) e la tempistica degli sforzi per smettere di fumare generalmente legati ai «buoni propositi» di inizio anno (Norcross et al. 2002, Norcross - Vangarelli 1989).

L'obiettivo del presente lavoro è anzitutto quello di documentare l'esistenza di un fattore stagionale nel comportamento dei fumatori, utilizzando sia dati aggregati sulle vendite di sigarette (Annuario Statistico Italiano) sia dati individuali ottenuti dall'indagine *Condizioni di salute e ricorso ai servizi sanitari*. Successivamente costruiremo l'effetto di interesse, cioè l'impatto della legge Sirchia sulla propensione a fumare e sul consumo di sigarette, depurando l'effetto *before-after* dalla componente di stagionalità. Questa procedura ci permetterà di valutare l'effettiva efficacia dell'introduzione del divieto al fumo al netto di fenomeni di stagionalità, ma anche l'eterogeneità dell'effetto tra vari sottogruppi della popolazione.

I risultati di questa analisi non solo sono rilevanti per valutare l'efficacia della riforma sui comportamenti dei fumatori ma hanno implicazioni importanti per tutte le valutazioni *before-after*, relative all'introduzione di regolamentazioni sul consumo di fumo o sulle sue conseguenze, come esiti alla nascita (Mackay et al. 2012) o problemi cardiovascolari (Barone-Adesi et al. 2006). In particolare, qualora i nostri risultati depurati dell'effetto della stagionalità dovessero portare a conclusioni sostanzialmente diverse da quelle ottenute con un approccio basato solo sul confronto *before-after*, questo suggerirebbe che in presenza di variazioni stagionali l'approccio *before-after* porta a stime distorte dell'effetto di interesse e che usare una finestra temporale troppo vicina alla data di introduzione di una riforma (*cut-off*) presenta dei rischi ai fini di una corretta valutazione. Più in generale problemi simili possono sorgere in tutti gli studi dove l'esito di interesse presenta delle variazioni stagionali, come il consumo di alcool (Uitenbroek 1996; Cho et al. 2001), questioni legate alla salute mentale (Huibers et al. 2010; Ayers et al. 2013) o alla fertilità (Buckles - Hungerman 2013; Martinez-Bakker et al. 2014).

1. L’introduzione della legge Sirchia in Italia

Il 10 gennaio 2005 è entrata in vigore la legge Sirchia che prevedeva il divieto completo di fumare in tutti i luoghi pubblici. Il divieto riguardava i posti di lavoro e i luoghi di ritrovo, inclusi bar, caffè, ristoranti e club. La riforma ha avuto un notevole supporto sia prima che dopo la sua implementazione (Gallus et al. 2004; Gallus et al. 2006; La Vecchia et al., 2001). Secondo un’indagine realizzata nel 2008, gli italiani erano tra i più favorevoli tra gli europei all’introduzione della legge (88%) (Gorini 2011) e i controlli realizzati dalle forze dell’ordine hanno mostrato che la legge è stata sicuramente recepita ed applicata, con meno di 100 violazioni (1,5%) in circa 6.000 controlli di polizia (Gallus et al. 2006). Dati ufficiali mostrano un declino nella vendite di sigarette tra gennaio e aprile 2005 dell’8,9% in più rispetto al declino osservato nel corrispondente periodo nel 2004. Alcune indagini nazionali indicano che l’80-90% di coloro che sono stati intervistati pensano che il divieto è stato osservato in molti luoghi di ritrovo pubblici (e.g. Tramacere et al. 2009). Un’indagine realizzata su un gruppo casuale di pub e club prima e dopo gennaio 2005 ha registrato una riduzione della concentrazione di nicotina di circa il 90-95% (Gorini et al. 2005).

Molti lavori mostrano evidenza del fatto che l’introduzione del divieto di fumare in Italia ha avuto successo nel ridurre sia il fumo attivo sia il fumo passivo. Barone-Adesi et al. (2006) trovano un declino significativo nei tassi di ammissione ospedaliera per infarti acuti del miocardio tra gli individui con meno di 60 anni, mentre Cesaroni et al. (2008) documentano un declino del 4% in eventi coronarici acuti nella popolazione sotto i 70 anni. Usando dati ottenuti da un’indagine campionaria sui comportamenti dei fumatori realizzata nel 2004 e 2005, Gallus et al. (2006) riportano un declino significativo sia nella percentuale di fumatori (-2,3%) che nel consumo di sigarette (-5,5%), particolarmente pronunciato tra le donne e i giovani.

Mentre molti di questi studi citati sono basati su piccoli campioni (per esempio l’indagine usata da Gallus et al. 2006 contiene circa 3.100 individui), due studi recenti, Federico et al. (2012) e Buonanno - Ranzani

(2013), si basano su grandi *database* rappresentativi a livello nazionale e riportano effetti significativi del divieto di fumare sulle abitudini di fumo dei fumatori. Federico et al. (2012) analizzano 11 anni dell'Indagine Multiscopo (realizzata dall'ISTAT su un campione di circa 30.000 osservazioni per anno), dal 1999 al 2010 e mostrano evidenza di una riduzione nell'incidenza del fumo tra gli uomini (-2,6%) e un aumento della percentuale di coloro che smette di fumare sia per gli uomini (+3,3%) sia per le donne (+4,5%) nell'anno immediatamente successivo all'introduzione della legge. Analogamente, Buonanno e Ranzani (2013) mostrano che in Italia l'incidenza del fumo è diminuita dell'1,3% e il numero di sigarette si è ridotto dell'8% come conseguenza dell'introduzione del divieto. L'analisi di Buonanno - Ranzani è basata su un campione di più di 120.000 individui ottenuto dall'Indagine Multiscopo *Condizioni di salute e ricorso ai servizi sanitari* del 2005.

Il principale limite di entrambi gli studi è che le stime possono riflettere parzialmente la stagionalità nel consumo di sigarette. Tutte le Indagini Multiscopo fino all'anno 2004 sono state realizzate durante gli ultimi mesi dell'anno, generalmente novembre, mentre nel periodo 2005-2010 sono state realizzate tra i mesi di febbraio e marzo. Questo implica che l'effetto del divieto identificato da Federico et al. (2012) confonde gli effetti della riforma con effetti stagionali, o meglio non riesce a distinguere tra i due. Buonanno - Ranzani (2013) soffrono dello stesso problema perché i loro risultati si basano sul confronto tra l'incidenza del fumo e il consumo di sigarette misurato tra dicembre 2004 (prima del divieto) e marzo- settembre 2005 (dopo il divieto). Se il consumo di fumo è soggetto a variazioni stagionali, per esempio dovute ad aumento delle tasse, condizioni climatiche e tempistica dei propositi a smettere, e l'incidenza del fumo o il consumo di sigarette è più alto (basso) durante gli ultimi (primi) mesi dell'anno, allora l'effetto del divieto stimato in entrambi i lavori sarà una sovrastima del vero effetto.

Il presente lavoro viene organizzato come segue: nel capitolo 2 presentiamo i dati e mostriamo evidenza di effetti stagionali nei comportamenti di fumo. Nel capitolo 3 proponiamo la strategia empirica per tenere in considerazione gli effetti stagionali nei comportamenti degli individui. Il capitolo 4 mostra che questo può portare a conclusioni molto diverse sull'efficacia della legge Sirchia.

2. Descrizione dei dati

L'indagine Multiscopo *Condizioni di salute e ricorso ai servizi sanitari* è un'indagine cross-sezionale realizzata ogni 5 anni. In questo lavoro utilizziamo i dati che provengono dalle indagini 1999-2000 e 2004-2005. Le interviste hanno luogo nel mese di dicembre per gli anni 1999 e 2004 e nel mese di marzo, giugno o settembre negli anni 2000 e 2005. L'indagine contiene informazioni dettagliate sulle abitudini di fumo dei fumatori e sul numero di sigarette fumate, oltre che numerose informazioni demografiche sul rispondente e sulla sua famiglia. Ci concentriamo sugli individui tra i 15 e i 65 anni di età, per un totale di 178.472 individui (93.853 nel 1999-2000 e 84.619 nel 2004-2005), con più di 20.000 interviste per ogni mese (tabella 1)[1]. Questi dati mostrano un trend temporale negativo sia nell'incidenza del fumo sia nel numero di sigarette fumate. In particolare durante il periodo 1999-2000 e 2004-2005 la percentuale di fumatori è diminuita dal 27,7% al 25,3%, e il numero medio di sigarette pro capite fumate giornalmente è sceso dal 4,08 al 3,49. Anche la frazione di fumatori assidui (più di 10 sigarette al giorno) è diminuita nello stesso periodo dal 20,6% al 18,4%. Questi numeri sono compatibili con i dati ufficiali che mostrano che le vendite di sigarette sono scese da 100.4 tonnellate nel 2000 a 92.8 tonnellate in 2005, una riduzione del 7,6%[2].

La tabella 2 mostra le variazioni nell'incidenza del fumo per genere e caratteristiche socio-demografiche. Si evidenzia una notevole differenza nelle abitudini di fumo tra uomini e donne. Gli uomini hanno una probabilità di fumare del 50% superiore alle donne e, tra coloro che fumano, il consumo degli uomini è all'incirca il doppio di quello delle donne. Gli individui non sposati hanno una probabilità di fumare più elevata delle persone sposate. Le differenze regionali sono poco rilevanti per

[1] In principio, non c'è ragione per escludere individui con più di 65 anni, ma abbiamo voluto usare un campione il più possibile simile a quello usato in Buonanno - Ranzani (2013). Tutti i nostri risultati sono robusti all'inclusione delle persone più anziane. Le medie riportate nelle tabelle 1 e 2 e nei grafici 1-3 tengono conto dei pesi campionari.

[2] I dati sono forniti dall'Amministrazione Autonoma Monopoli di Stato, l'agenzia governativa che controlla e regola le vendite di tabacco (disponibili su richiesta).

gli uomini e più marcate per le donne, principalmente per il fatto che le donne nel Sud-Italia fumano considerevolmente meno delle donne nel resto del Paese, mentre differenze nella propensione a fumare per livello di istruzione si rilevano solo per gli uomini, con maggiore probabilità di fumare per gli uomini con basso livello di istruzione. Esistono notevoli differenze anche per fasce di età, con un consumo maggiore di sigarette per individui oltre i 40 anni. Inoltre i lavoratori fumano di più rispetto a coloro che non lavorano. Infine consideriamo due gruppi particolarmente importanti nelle analisi sul fumo: i giovani tra i 15-39 anni non coniugati e i giovani non occupati. Il primo gruppo mostra dei pattern di consumo simili a quelli dei giovani presi nel loro complesso, mentre il secondo gruppo mostra dei pattern simili a quelli del gruppo dei giovani non occupati[3].

Il grafico 1 mostra i tassi medi di propensione a fumare per i 4 mesi (marzo, giugno, settembre e dicembre) analizzati nelle indagini *Condizioni di salute e ricorso ai servizi sanitari 1999-2000* e *Condizioni di salute e ricorso ai servizi sanitari 2004-2005*. Malgrado gli intervalli di confidenza costruiti per ogni punto indichino che le differenze all'interno dell'anno non sono significative da un punto di vista statistico, i dati mostrano chiara evidenza di stagionalità: l'incidenza di fumo è maggiore nei mesi di dicembre e di settembre rispetto ai mesi di marzo e giugno, e ciò vale in entrambi gli anni considerati. Sebbene sia possibile che la riduzione nei tassi di incidenza di fumo tra dicembre 2004 e marzo 2005 sia una conseguenza del divieto, il fatto che un declino simile sia avvenuto tra il mese di dicembre 1999 e marzo 2000 è un aspetto importante da considerare. Questo suggerisce che uno studio realizzato solo sui dati del 2004-2005 in assenza di un adeguato gruppo di controllo (come in Buonanno - Renzani, 2013) e in presenza di effetti stagionali può portare a sovrastimare l'effetto della riforma sulla propensione a fumare. Le stesse considerazioni valgono per i dati sul numero di sigarette consumate (grafico 2) e sulla proporzione di fumatori assidui (grafico 3).

Questi grafici inoltre mostrano che i pattern mensili di consumo di fumo delle donne sono diversi da quelli degli uomini ed esibiscono variazioni stagionali meno rilevanti nel periodo precedente l'implementazione della legge (indagine 1999-2000). Successive analisi per sottogruppi (definiti in base a età, livello di istruzione ecc.) indicano che c'è sostanziale eterogeneità nei pattern stagionali di fumo. Sembra perciò particolarmente

---

[3] In generale, le differenze nell'attitudine al fumo mostrate in tabella sono statisticamente significative.

importante esaminare l'eterogeneità tra gruppi negli effetti del divieto di fumare oltre che l'effetto medio nella popolazione.

I pattern stagionali nel consumo di fumo mostrati nei grafici 1-3 si ritrovano anche nei dati aggregati sulle vendite di sigarette mostrati nel grafico 4 e possono avere diverse spiegazioni. Una possibilità è che ci sia una correlazione tra le temperature medie e il fumo, poiché le persone tendono a frequentare luoghi di ritrovo più frequentemente in primavera e in estate che durante l'inverno[4]. Una seconda possibilità è che il prezzo delle sigarette sia soggetto a variazioni stagionali derivanti da cambiamenti nelle accise sul fumo (grafico 5). Infine, la riduzione del consumo di fumo tra dicembre e marzo potrebbe essere il risultato dei buoni propositi di fine anno, dove alcune persone potrebbero decidere di smettere di fumare e/o adottare comportamenti più salutari all'inizio del nuovo anno. È importante notare tuttavia che la vendita di sigarette è solo una proxi imperfetta del consumo di sigarette poiché potrebbe essere influenzata da comportamenti di accumulazione (specialmente prima di un aumento delle tasse) e importazioni illegali. Prenderemo in considerazione queste ipotesi alternative nel paragrafo 4.4.

[4] Nell'indagine del 1999-2000, agli intervistati è stato chiesto se avessero visitato un club nei 4 mesi precedenti l'intervista. In dicembre il 25,1% ha risposto 'si', mentre nei mesi successivi le percentuali sono state rispettivamente il 27,5% in marzo, il 25,8% in giugno e 29,3% in settembre, con una media del 27,5%.

3. Il modello empirico

Buonanno - Ranzani (2013) utilizzano l'indagine *Condizioni di salute e ricorso ai servizi sanitari 2004/2005* con individui intervistati a dicembre 2004 e marzo 2005 (per valutare effetti di breve periodo) e poi con l'aggiunta di giugno e settembre 2005 (per valutare effetti di medio periodo). Gli autori stimano l'effetto del divieto a fumare tramite la seguente regressione:

$$Y_{it} = \alpha + \beta D_{it} + \mu X_{it} + u_{it} \qquad (1)$$

dove Y_{it} rappresenta lo status di fumatore (dummy = 1 se l'individuo *i* fuma; 0 altrimenti) o il numero di sigarette fumate dall'individuo *i* al tempo *t*; la variabile *D* assume valore 0 per tutti gli individui intervistati prima del 2005 (gruppo di controllo) e valore 1 per coloro che sono stati intervistati successivamente (gruppo di trattati), e con β si cattura l'effetto del divieto. La matrice di covariate *X* include: età, genere, dimensione della famiglia, presenza di figli minori (per fasce di età), stato matrimoniale, istruzione e regione di residenza, condizione professionale, un indicatore di status socio-economico e un indicatore di stato di salute.

Perché questo modello sia valido e il coefficiente β catturi effettivamente l'effetto della restrizione sul fumo e solo quello, è necessario assumere che in assenza della riforma la differenza nel comportamento dei fumatori nei gruppi dei trattati e dei controlli non sia statisticamente diversa da zero. Il problema è che ci sono almeno due ragioni per cui è plausibile che questa assunzione non sia valida. La prima è che in presenza di un trend di lungo periodo nel fumo, specialmente se negativo, potremmo sovrastimare l'effetto del divieto a fumare. Il secondo problema è che il fumo, come molte altre attività, potrebbe presentare variazioni stagionali che, se non tenute esplicitamente in conto, potrebbero 'sporcare' la stima dell'effetto della riforma. Considerare un piccolo intervallo di tempo a cavallo della riforma – per esempio confrontando marzo 2005 con dicembre 2004 come realizzato da Buonanno - Ranzani (2013) – potrebbe essere una strategia efficace per controllare la presenza di trend di lungo periodo; ciò non risolve tuttavia il problema delle variazioni stagionali che, come già anticipato in precedenza, potrebbero essere

dovute a cambiamenti delle accise, alla presenza di buoni propositi per il nuovo anno (smettere di fumare, fare sport, smettere di bere, mettersi a dieta, ecc.) e alle differenti temperature nei vari mesi dell'anno. Per escludere la presenza di effetti stagionali, Buonanno - Ranzani (2013) guardano separatamente ai dati *Condizioni di salute e ricorso ai servizi sanitari 1999/2000* in cui gli individui sono intervistati nel dicembre 1999 e marzo, giugno e settembre 2000 e non trovano un effetto significativo della dummy *anno 2000* su nessuna delle variabili di salute di interesse, concludendo così che la stagionalità non rappresenta un problema.

Una strategia alternativa a quella di Buonanno - Ranzani (2013) per controllare gli effetti stagionali consiste nel combinare le variazioni nell'incidenza di fumo o del numero di sigarette fumate tra dicembre 2004 e marzo 2005 con le stesse variazioni tra dicembre 1999 e marzo 2000 all'interno della stessa regressione. Ciò è equivalente a implementare un modello delle differenze-nelle-differenze (DiD) e a stimare la seguente equazione:

$$Y_{it} = \alpha + \beta D_{it} + \gamma S_{it} + \delta D_{it} \times S_{it} + \mu X_{it} + u_{it} \qquad (2)$$

dove S_{it} è una variabile che prende il valore 1 se l'individuo è osservato nel 2004-2005 e 0 se osservato nel 1999-2000; D_{it} è definita come in precedenza, cioè una dummy che prende il valore 1 se l'individuo è osservato in marzo (giugno o settembre) e 0 se intervistato a dicembre. Il coefficiente γ cattura l'effetto su Y del tempo, e cioè cambiamenti generali nel contesto economico e sociale tra le due indagini. Il coefficiente β coglie la differenza nel comportamento dei fumatori tra marzo (giugno o settembre) e dicembre, indipendentemente dall'anno dell'intervista, cioè rappresenta l'effetto di stagionalità. In questo modello il coefficiente di interesse è δ perché cattura l'impatto differenziale del divieto di fumare sugli individui intervistati prima e dopo l'introduzione del divieto di fumo al netto degli effetti di stagionalità.

L'approccio DiD ha il vantaggio di permettere un'esplicita discussione su cosa costituisca un valido «gruppo di controllo» e le possibili minacce all'identificazione dell'effetto di *policy* oltre la presenza di variazioni stagionali nei tassi di fumo.

Affinché questo modello sia valido è necessario che valga l'assunzione di trend comune (*common trend*) e cioè che esista un trend comune nei gruppi dei trattati e dei controlli nel periodo pre-trattamento. In altre parole, questo significa dire che il trend nel consumo di sigarette o nella sua incidenza negli anni prima del 1999-2000 (gruppo di controllo) deve

essere lo stesso o molto simile al trend negli anni prima del 2004-2005 (gruppo di trattati). Per poter verificare se l'assunzione di *common trend* è plausibile utilizziamo dati annuali sul consumo di sigarette o sulla sua incidenza provenienti dall'Indagine Multiscopo *Aspetti della Vita Quotidiana* per il periodo che va dal 1995 al 2005.

Il grafico A1 nell'Appendice mostra la prevalenza del fumo per tutti gli individui con più di 14 anni per genere[1]. Come si può vedere, l'incidenza del fumo è stata decrescente tra gli uomini e approssimativamente costante tra le donne nel periodo 1993-2010. Questi trend sono confermati anche da un'indagine differente realizzata dalla DOXA per l'Istituto Nazionale di Salute e discussi anche in Gualano et al. (2014). Per quanto riguarda l'incidenza del fumo, sembrerebbe che ci sia un trend comune e che quindi lo stimatore DiD dovrebbe produrre stime non distorte dell'effetto del divieto al fumo. Guardando il numero di sigarette fumate nel grafico A2 in Appendice, si nota un livello costante di consumo al valore medio di 16 sigarette per gli uomini e 12 sigarette per le donne prima del 2000. A partire dal 2002, tuttavia, si vede una riduzione nel numero medio di sigarette fumate dagli uomini, mentre per le donne l'evidenza è meno chiara. Una spiegazione possibile della riduzione osservata per gli uomini a partire dal 2002 è il cosiddetto «effetto di anticipazione», potenzialmente dovuto alla campagna di informazione iniziata prima che la legge passasse in Parlamento nel 2003 (anche se poi è stata implementata nel 2005). In tal caso, lo stimatore DiD potrebbe essere affetto da una «selezione positiva». In altre parole, non tenendo conto del fatto che la riduzione nel consumo di sigarette è iniziata ben prima dell'introduzione della legge nel 2005, il nostro DiD potrebbe sottostimare l'effetto del divieto. Possiamo notare, tuttavia, che in presenza di un effetto di anticipazione l'analisi *before/after* sarebbe influenzata esattamente nello stesso modo (Malani - Reif, 2010), e quindi questo problema non è peculiare solo allo stimatore DiD.

Nel prossimo capitolo stimeremo in primo luogo l'effetto della riforma sull'incidenza del fumo e sul consumo di sigarette nel breve e medio periodo usando la specificazione nell'equazione (1) (come in Buonanno - Ranzani 2013). Le stime di breve periodo includeranno solo le osservazioni da dicembre a marzo, mentre le stime di medio periodo terranno in considerazione anche gli individui intervistati a giugno e settembre come parte del gruppo dei trattati. Presenteremo poi le stime dell'effetto

[1] Notiamo che l'indagine non è stata realizzata nel 2004 e le interviste nel periodo 1993-2003 sono state realizzate nel mese di novembre, mentre dal 2005 in poi nel mese di marzo.

della riforma usando l'equazione (2) e mostreremo che, contrariamente a quanto indicato nelle stime *before/after*, la riforma in Italia ha avuto effetti piccoli e generalmente non significativi nella popolazione. Tale risultato evidenzia che, in assenza di un valido gruppo di controllo, ogni esercizio di valutazione di esiti che possono presentare fenomeni di stagionalità (come il fumo, la fertilità, o anche l'incidenza di malattie respiratorie) potrebbe portare a conclusioni errate. L'analisi verrà poi compiuta per vari sottogruppi della popolazione, allo scopo di verificare l'esistenza di eterogeneità negli effetti della riforma. Infine investigheremo le cause del fenomeno della stagionalità cercando di individuare se nel nostro caso questa sia attribuibile all'aumento delle accise, alle condizioni meteorologiche o alla tempistica con cui le persone tentano di smettere di fumare.

4. Risultati

4.1 *Stime 'before/after'*

L'obiettivo di questo paragrafo è dimostrare che, quando le differenze stagionali nei comportamenti di fumo non sono tenute in considerazione nelle valutazioni *before/after* dell'effetto del divieto al fumo come quella introdotta nel gennaio 2005 in Italia, si ha come conseguenza una stima non corretta della dimensione dell'effetto.

Inizialmente discuteremo i risultati ottenuti dalla letteratura quando gli effetti stagionali non sono tenuti in considerazione. I risultati originali di Buonanno - Ranzani (2013) sono riportati nelle colonne (1)-(3) della tabella 3. Tutte le stime sono ottenute usando delle regressioni lineari, anche in presenza di variabili esito binarie[1]. Gli errori standard sono clusterizzati a livello di famiglia per tener conto della potenziale correlazione nei comportamenti di fumo tra gli individui che vivono nella stessa famiglia. La specificazione usata in Buonanno - Ranzani (2013) include tra le covariate: età, età al quadrato, dimensione della famiglia, una variabile dummy per essere donna, la presenza di figli sotto gli 8 anni in famiglia, una dummy per essere coniugati, avere un diploma di scuola superiore, essere occupato, essere inattivo, avere condizioni economiche adeguate o eccellenti, dichiarare di avere uno stato di salute discreto, buono o molto buono e dummy per le regioni italiane. Le stime riportate nella tabella 3 mostrano che l'effetto di breve periodo della riforma ottenuto confrontando l'incidenza del fumo degli individui nel marzo 2015 con quello di dicembre 2014 (Panel A, prima riga) è negativo, con una riduzione di 1,3 punti percentuali nell'incidenza del fumo (una riduzione del 5,2%), una riduzione di 0,27 nel numero di sigarette (7,7%) e una riduzione di 1,3 punti percentuali nell'incidenza dei fumatori assidui (7,2%), qui identificati dalla proporzione di coloro che fumano più di 10 sigarette al giorno.

---

[1] Abbiamo anche stimato tutte le nostre regressioni usando stimatori non lineari. Specificatamente, abbiamo usato un modello probit per la proporzione di fumatori e fumatori assidui, e una regressione *poisson* per il numero di sigarette fumate. Tutti i risultati riportati qui e in quanto segue sono robusti a queste specificazioni alternative.

L'effetto di medio periodo (Panel B), ottenuto confrontando il consumo di fumo in marzo, giugno e settembre 2005 con dicembre 2004, è meno pronunciato, ma ugualmente significativo. Le analisi per sottogruppi in Buonanno - Ranzani (2013) mostrano che gli effetti del divieto sono relativamente più forti tra le donne che tra gli uomini (6% per le donne e 4,2% per gli uomini; questi numeri sono ottenuti dividendo i coefficienti nella tabella 3 con le medie per genere riportate nella tabella 2) e sono concentrati tra coloro che vivono nel Sud Italia e coloro che non sono sposati.

Usando le stesse restrizioni sul campione e la stessa specificazione, possiamo replicare esattamente i risultati di Buonanno - Ranzani (2013), come mostrato nelle colonne (4)-(6). La principale eccezione è che noi troviamo effetti più forti per gli individui non sposati, in particolare in relazione all'incidenza del fumo[2].

Nelle colonne (7)-(9) della tabella 3 abbiamo riportato i risultati per una specificazione leggermente diversa, in cui abbiamo omesso l'indicatore di salute riportato dagli individui perché potenzialmente endogeno e determinato simultaneamente con le abitudini di fumo; inoltre abbiamo utilizzato un set di dummy per il livello di istruzione conseguito (scuola elementare o meno, diploma di scuola media inferiore, diploma di scuola superiore o informazione mancante sul livello di istruzione). Nelle colonne (8) e (9) abbiamo infine escluso dal nostro campione gli individui che fumano ma che non forniscono informazioni valide sul numero di sigarette fumate. Come vedremo, questi cambiamenti non comportano alcuna differenza nei risultati.

Nella tabella 3 stimiamo anche l'effetto del divieto al fumo su altri sottogruppi della popolazione. Individui con bassa istruzione, giovani e non sposati e individui occupati sono coloro principalmente influenzati dal divieto di fumare in termini sia di incidenza che di intensità. Questo risultato non è sorprendente poiché i giovani e gli individui non sposati sono coloro che frequentano più spesso i locali, mentre gli occupati dovrebbero essere influenzati dagli elementi contenuti nei nuovi regolamenti che riguardano i luoghi di lavoro. Le differenze per livello di istruzione sono più difficili da spiegare, ma potrebbero essere coerenti con il fatto che una proporzione maggiore di persone con basso livello di istruzione lavora nel settore ospedaliero (nei nostri dati il 20,6% di

---

[2] Abbiamo definito questo sottogruppo come quello di persone che non sono sposate. Il nostro gruppo di persone non sposate differisce dal sottogruppo specificato da Buonanno - Ranzani (2013) in termini di numero di osservazioni. In realtà non abbiamo una spiegazione per questa differenza.

individui con basso livello di istruzione lavorano in questo settore, contro il 16,3% degli individui con alto livello di istruzione).

In generale queste stime mostrano che esiste una eterogeneità significativa nell'effetto dell'interdizione al fumo tra diversi gruppi della popolazione. Tuttavia, se invece di stimare regressioni separate su differenti sottogruppi della popolazione, testassimo se l'effetto dell'interdizione è differente tra le caratteristiche degli individui (come genere, essere sposati ecc.) interagendo la dummy interdizione con queste caratteristiche, troveremmo effetti significativi dell'interdizione solo per il gruppo di individui definiti come «giovani e non occupati» (cfr. in Appendice tabella A1).

4.2 *Stime basate sull'approccio differenze-nelle-differenze*

In questo paragrafo stimiamo il modello usando la specificazione dell'equazione (2), che controlla per gli effetti stagionali usando la variazione nei comportamenti di fumo osservati in un periodo non toccato dalla riforma, cioè i mesi di dicembre 1999 e marzo 2000. In altre parole, usiamo i dati dell'indagine *Condizioni di salute e ricorso ai servizi sanitari 1999-2000* per costruire un gruppo di controllo sia per l'intero campione sia per i sottocampioni di uomini e donne[3]. Ognuno di questi campioni è poi diviso in gruppi più piccoli, secondo alcune caratteristiche individuali utilizzate in Buonanno - Ranzani (2013), come stato civile e area geografica, ma anche altre caratteristiche rilevanti come istruzione, età, stato occupazionale e una combinazione di alcune di esse come riportato nella tabella 3. Come sopra, consideriamo sia effetti di breve periodo (tabella 4) sia effetti di medio periodo (tabella 5). Confrontando i risultati della tabella 3 e della tabella 4, è evidente che, applicando una strategia identificativa DiD, gran parte dell'impatto della riforma trovato nell'analisi precedente scompare. La tabella 4 mostra che gli effetti di breve periodo della riforma sono molto più piccoli in dimensione e non statisticamente significativi per l'intero campione e per gli uomini in particolare. Per dare un esempio, mentre le stime precedenti *before/*

---

[3] Abbiamo condotto analisi accurate per verificare che l'indagine 1999-2000 rappresenta un gruppo di controllo valido per l'indagine 2004-2005. In particolare, abbiamo condotto dei test per verificare la presenza di differenze significative nelle caratteristiche individuali (e.s. genere, livello di istruzione, ripartizione geografica, composizione familiare e posizione economica ecc.) del campione di individui intervistati a dicembre e marzo, rispettivamente, nelle due indagini. I risultati mostrano che non esistono differenze. Abbiamo inoltre testato se esistono differenze statisticamente significative nei cambiamenti delle caratteristiche tra dicembre e marzo tra le due indagini (nello spirito della nostra specificazione delle DiD). Di nuovo, non esiste alcun cambiamento significativo nella composizione del campione. Questi controlli sono disponibili su richiesta.

after indicavano che il numero di fumatori è decresciuto di circa mezzo milione in conseguenza dell'introduzione della legge, il nostro coefficiente DiD suggerisce che il cambiamento è nell'ordine di 270.000 individui, cioè la metà delle stime precedenti. Per le donne c'è qualche evidenza di un effetto negativo della riforma, sebbene non stimato precisamente come prima. Risultati simili si registrano anche per quanto riguarda gli effetti di medio periodo (tabella 5), dove non vediamo alcun cambiamento nell'incidenza del fumo nell'intera popolazione e nel sottogruppo degli uomini, e solo qualche effetto per le donne sull'intensità del fumo.

L'analisi per sottogruppi è molto informativa. C'è una chiara indicazione che gli effetti sono ristretti solo ad alcuni specifici sottogruppi della popolazione. In particolare, la tabella 4 mostra che nel breve periodo molti degli effetti sono concentrati tra gli individui giovani e non sposati, con qualche effetto anche per i giovani che non lavorano. Le stime degli effetti di medio periodo (tab. 5) indicano che l'introduzione della legge Sirchia ha ridotto l'incidenza del fumo anche tra i non coniugati, coloro che hanno un basso livello di istruzione e che non sono occupati, e molti di questi effetti possono essere attribuiti ai comportamenti delle donne. Gli effetti di medio periodo più pronunciati si trovano per le donne giovani e non sposate (tab. 5), dove l'incidenza del fumo è ridotta di 2,9 punti percentuali (-14,5%) e l'intensità scende di almeno 0,6 sigarette al giorno (-28,3%). Anche il gruppo delle donne giovani e non occupate sembra influenzato dalla riforma. Questo è compatibile con il fatto che questi sono i gruppi che con maggiore probabilità frequentano i locali[4] e che le donne mostrano maggior rispetto delle regole rispetto agli uomini[5]. Per verificare la robustezza di questi risultati, abbiamo ripetuto l'analisi guardando all'interazione del divieto al fumo con le caratteristiche individuali invece di usare regressioni separate tra differenti sottogruppi della popolazione. I risultati sono ancora più evidenti; nel breve periodo non si rilevano effetti significativi del divieto di fumare per nessuno dei sottogruppi considerati (cfr. in Appendice tabella A2) e c'è qualche evidenza di un impatto di medio periodo, ma solo per gli uomini con basso livello di istruzione e per le donne non sposate, in particolare quelle giovani (cfr. in Appendice tabella A3).

---

4 Nell'indagine *Condizioni di salute e ricorso ai servizi sanitari* del 1999-2000 troviamo che le persone giovani sotto i 40 anni di età, non sposate o occupate hanno maggiore probabilità di frequentare locali.

5 Per esempio, alcuni studi mostrano che le donne pagano le tasse più degli uomini (Kastlunger et al. 2010), con minore probabilità guidano quando ubriache (Scott-Parker et al. 2014) e rispettano maggiormente le regole come pedoni, e in generale gli uomini violano le regole più delle donne (Tom and Granie 2011), anche in giovane età (Granie 2007).

4.3 *Analisi di robustezza*

Come illustrato in precedenza, il nostro stimatore DiD rappresenta un modo per correggere la variazione stagionale nei comportamenti relativi al fumo. Un altro modo per tenere in conto l'impatto della stagionalità nelle stime *before/after* del divieto di fumare consisterebbe nell'impiego delle stime esistenti delle stagionalità nei comportamenti relativi al fumo derivate da altre fonti. Poiché non siamo a conoscenza di precedenti lavori sulla stagionalità del fumo per l'Italia, possiamo derivare le nostre stime guardando alle variazioni mensili (i) nella spesa del tabacco registrate nell'*Indagine sui consumi delle famiglie* e (ii) nella vendita delle sigarette ottenute dai dati nazionali.

Tuttavia, entrambe le fonti presentano dei problemi. I dati dell'*Indagine sui consumi delle famiglie* sono stati aggiustati per la stagionalità a partire dal 1997, quindi possiamo considerare solo i dati tra il 1985 e il 1996. I dati mensili sulle vendite ufficiali di tabacco sono disponibili solo dal 2004 (noi usiamo l'informazione dal 2005, dopo la riforma) al 2010 e questo potrebbe non riflettere l'effettivo consumo perché non tiene conto delle vendite illegali (Momperousse et al. 2007). Le regressioni mostrate nella tabella A4 in Appendice confermano l'esistenza di un ammontare considerevole di variazione stagionale nei dati. Più in dettaglio vediamo che sia il consumo del tabacco sia il valore delle sigarette vendute sono tra il 6 e l'8% più basse nel primo trimestre di un anno rispetto al quarto trimestre dell'anno precedente.

Nei nostri dati il numero di sigarette consumate è di 3,5 sigarette al giorno, quindi una riduzione tra il 6 e l'8% si traduce in una riduzione del numero di sigarette dovuta all'effetto stagionale tra lo 0,21 e 0,28 per giorno. Poiché la stima *before/after* del divieto al fumo è -0,267 (come mostrato in tabella 3, panel di destra), ciò implica che una gran parte dell'effetto potrebbe essere attribuito alla stagionalità. Infatti, una stima *before/after* al netto di effetti stagionali usando queste stime starebbe tra -0,057 e +0,013, quindi un effetto praticamente nullo del divieto al fumo sul numero di sigarette fumate che è coerente con i nostri risultati.

Un altro modo per mostrare che il nostro stimatore DiD cattura la variazione stagionale nel fumo è realizzare due esercizi addizionali di validazione dei risultati. Nel primo esercizio consideriamo cosa accadrebbe se scegliessimo un gruppo di controllo non valido. La tabella 6 - Panel A mostra il cambiamento nell'incidenza del fumo tra dicembre 2004 e marzo 2005 (gruppo dei trattati) rispetto al cambiamento tra

marzo 2000 e giugno 2000 (gruppo di controllo). Poiché l'incidenza del fumo e il suo consumo tipicamente diminuisce tra dicembre e marzo e tipicamente cresce tra marzo e giugno (si vedano i grafici 1-3), ci aspettiamo che queste stime DiD mostrino un effetto negativo maggiore di quello stimato usando i mesi che costituiscono un valido controllo. Infatti, mentre la nostra stima DiD dell'effetto del divieto al fumo sull'incidenza del fumo è statisticamente non significativa -0,007 (s.e. 0,007), qui troviamo un coefficiente di -0,031 (s.e. 0,003) che è statisticamente significativo. Questo coefficiente non riflette l'effetto del divieto al fumo, ma è semplicemente il risultato della sottrazione di una variazione positiva stagionale da una negativa[6].

Il secondo esercizio consiste in un test «placebo». Abbiamo confrontato il cambiamento nel fumo tra i mesi di marzo e giugno 2005 con il cambiamento nel fumo tra i mesi di marzo e giugno 2000. Se la nostra strategia DiD sta catturando in modo corretto la variazione stagionale nei comportamenti relativi al fumo, e questa è stabile nel tempo, ci dovremmo aspettare di trovare un coefficiente non significativo in questo caso. Come anticipato, la stima DiD sull'incidenza del fumo è zero in termini di grandezza e statisticamente non significativa (cfr. tabella 6 - Panel B). Questo è vero per la popolazione, ma anche per specifici sottogruppi di individui, come per esempio i giovani non sposati per i quali si trova un effetto del divieto al fumo (risultati non mostrati, ma disponibili su richiesta).

4.4 *Stagionalità nei comportamenti relativi al fumo*

I grafici 1-3 offrono chiara evidenza di un effetto stagionale nei comportamenti relativi al fumo. In questo paragrafo esploriamo questi effetti dovuti a: propositi per il nuovo anno, effetti del clima o cambiamenti nei prezzi.

In primo luogo investighiamo l'ipotesi che l'effetto di marzo verso dicembre sia dovuto alle risoluzioni per il nuovo anno (Norcross et al. 2002, Norcross - Vangarelli 1989). Tipici esempi delle risoluzioni del nuovo anno (oltre smettere di fumare) sono mettersi a dieta, andare in palestra o iniziare una qualche forma di esercizio fisico. Usiamo l'informazione su dieta ed esercizi fisici disponibili nell'indagine *Condizioni di salute*

---

[6] Risultati simili si applicano anche se consideriamo la variazione tra giugno e settembre 2000 come gruppo di controllo «non valido».

e ricorso ai servizi sanitari. Costruiamo una variabile che indica se un individuo è a dieta (escludendo una dieta prescritta da un medico) e una variabile che indica se un individuo svolge regolare attività fisica. Poi stimiamo l'effetto del divieto di fumare su queste due variabili risultato[7].

Il coefficiente δ nell'equazione (2) può essere interpretato come l'effetto «anno nuovo» piuttosto che l'effetto del dopo-legge.

Le stime del modello nell'equazione (1) non mostrano alcun cambiamento significativo nelle diete o attività fisica con il nuovo anno. Solo per le donne si trova una qualche evidenza del fatto che tendono a praticare più sport in marzo che in dicembre. Usando un approccio DiD come nell'equazione (2), anche questo effetto scompare.

In secondo luogo, verifichiamo la presenza di effetti climatici nelle abitudini al fumo. Usiamo i dati su temperature medie e precipitazioni piovose per mese e regione[8]. Queste variabili spiegano una parte consistente della variazione stagionale del comportamento dei fumatori. Sostituendo le temperature medie e le precipitazioni piovose al posto della variabile divieto al fumo nell'equazione (1), possiamo calcolare che l'introduzione della variabile clima spiega da sola tra il 50-80% della riduzione dell'incidenza e intensità del fumo che Buonanno - Ranzani (2013) avevano attribuito all'introduzione della legge Sirchia[9]. Il rimanente 20-50% non spiegato dal clima è consistente con la grandezza delle nostre stime DiD.

In ultimo consideriamo se i cambiamenti nei prezzi delle sigarette possono spiegare i pattern stagionali nel consumo di sigarette. I prezzi delle sigarette in Italia sono regolati dai dazi sulle sigarette a livello nazionale. Il grafico 5 riporta la serie temporale del prezzo delle sigarette nel periodo 1999-2007. Si può notare una crescita nel prezzo delle sigarette dovuto ai cambiamenti nei dazi sulle sigarette, generalmente seguiti da un declino graduale, dovuto alla pressione inflazionistica. Poiché i dazi sulle sigarette sono generalmente decisi dopo che la manovra di fine anno è stata annunciata, e questo generalmente avviene nello stesso

---

[7] La proporzione di individui tra i 15 e i 65 anni che dichiarano di essere a dieta (non per ragioni mediche) è pari al 5,5 (per tutti), 3,9 per gli uomini e 7,1 per le donne. La proporzione di quelli che indicano di svolgere attività fisica regolare è pari a 52,2 (per tutti), 55,8 per gli uomini e 48,7 per le donne.

[8] Abbiamo utilizzato i dati delle stazioni meteo dalle province italiane, e calcolato le medie regionali. I dati sono scaricati dal sito http://www.ilmeteo.it/portale/archivio-meteo.

[9] Nel breve periodo il clima spiega il 70% della riduzione nell'incidenza del fumo e l'80% del cambiamento nel consumo di sigarette; nel medio periodo rispettivamente il 60% e 50%. Troviamo che le precipitazioni piovose hanno un effetto significativo sul fumo, mentre la temperatura ha un effetto trascurabile.

periodo dell'anno, i cambiamenti nei prezzi delle sigarette potrebbero contribuire a spiegare la variazione stagionale nell'incidenza del fumo e il suo consumo (Momperousse et al. 2007).

Tuttavia, poiché il ciclo politico dell'Italia è molto irregolare e ci sono vari annunci di budget nel corso dell'anno, pensiamo che questa spiegazione sia molto improbabile. Infatti, vediamo cambiamenti repentini nel prezzo delle sigarette a intervalli molto irregolari. Cambiamenti più marcati si verificano nel luglio 1999, aprile 2001, aprile 2003, marzo 2004, dicembre 2004, luglio 2005, febbraio 2006 ecc.; aumenti minori sono osservati in gennaio, giugno, agosto e dicembre 2002, così come dicembre 2003, per esempio. Quindi è altamente improbabile che il pattern stagionale nel fumo documentato nei grafici 1-3 sia stato causato da cambiamenti nei prezzi.

Tuttavia una domanda importante è se la crescita nei prezzi delle sigarette possa spiegare le differenze osservate nell'incidenza e nell'intensità del consumo di sigarette tra dicembre 2004 e marzo 2005 osservato in Buonanno - Ranzani (2013) e se il nostro approccio DiD ci dia stime più robuste degli effetti della riforma in questo caso. Come possiamo vedere nel grafico 5, osserviamo una crescita notevole nei prezzi della sigarette nel dicembre 2004, con una piccola variazione (principalmente dovuta all'inflazione) nel periodo fino a giugno 2005. Nella misura in cui i comportamenti nel dicembre 2004 non si sono modificati per tener conto della crescita nei prezzi (sia perché si sono verificati alla fine di dicembre 2004 o per un ritardo nella risposta), allora le stime *before/after* confonderebbero i cambiamenti nei comportamenti degli individui dovuti alla riforma con i cambiamenti dovuti agli effetti di prezzo. La nostra strategia DiD non sarebbe in grado di tener conto di questo problema perché non esiste una corrispondente crescita nei dazi sulle sigarette nel dicembre 1999.

I risultati fin qui mostrati ci dicono due cose. Primo, le differenze tra le stime DiD e le stime *before/after* non possono essere attribuite all'effetto della variazione nei prezzi, ma devono essere attribuite ad altri fattori come le variazioni nelle condizioni climatiche. Secondo, le stime DiD potrebbero confondere effetti di policy e di prezzo. Tuttavia, poiché le stime DiD sono significativamente diverse da zero solo per alcuni sottogruppi della popolazione, e in particolare tra gli individui che con maggiore probabilità frequentano locali, noi interpretiamo questa come evidenza del fatto che le nostre stime DiD identificano il vero effetto della riforma.

5. Conclusioni

Possono le politiche contro il fumo che riguardano i posti di lavoro e i posti pubblici modificare il comportamento degli individui? Secondo la nostra lettura dei dati esistenti e i risultati di questo studio, la risposta a questo quesito è che queste politiche non possono essere usate come strumento generale per ridurre l'incidenza del fumo nella popolazione nel suo complesso. Tuttavia sembrano efficaci per ridurre l'incidenza del fumo e l'intensità tra i giovani, i quali rappresentano un gruppo importante a cui sono rivolte le campagne anti-fumo.

Usando un campione ampio e rappresentativo di individui abbiamo mostrato che l'interdizione al fumo introdotta in Italia nel 2005 ha avuto effetti trascurabili sulla popolazione, mentre ha ridotto l'incidenza del fumo tra i giovani dell'8,8% e del numero di sigarette fumate del 13,9% tra i giovani e non sposati, principalmente le donne.

Questi risultati sono in netto contrasto con quanto rilevato nelle precedenti valutazioni del divieto di fumare del 2005 in Italia (Buonanno - Ranzani 2013; Cesaroni et al. 2008; Federico et al. 2012; Gallus et al. 2006; Gallus et al. 2007).

Abbiamo dimostrato che i risultati degli studi citati confondono gli effetti della politica di divieto di fumare con le variazioni stagionali nei comportamenti relativi al fumo perché basati principalmente sul confronto delle variazioni nel fumo *before/after* (gennaio 2005). Usando dati dell'indagine 1999-2000 *Condizioni di salute e ricorso ai servizi sanitari* per controllare per le variazioni osservate nel 2004-2005, e implementando un approccio differenze-nelle-differenze, possiamo eliminare le variazioni stagionali nei comportamenti relativi al fumo e ottenere le stime del vero impatto della riforma.

Il nostro studio rivela l'esistenza di un marcato pattern stagionale nei comportamenti relativi al fumo. Questo pattern emerge dall'analisi dei dati individuali sull'incidenza del fumo e sul suo consumo, così come dai dati aggregati sulla vendita delle sigarette. Abbiamo offerto una spiegazione di questo fenomeno, investigando tra diverse alternative: crescita

nelle tasse, condizioni climatiche o tempistica nei tentativi di smettere. Abbiamo mostrato che la causa più probabile dei cambiamenti stagionali è dovuta ai cambiamenti climatici, come le precipitazioni piovose. La nostra analisi ha chiaramente mostrato che le precedenti valutazioni degli effetti della regolamentazione sul fumo sui comportamenti individuali relativi al fumo o le conseguenze sulla salute (asma, peso alla nascita ecc.) che sono basate su un confronto *before/after*, potrebbero portare a stime distorte dell'effetto di interesse. Più in generale, in assenza di un adeguato gruppo di controllo, ogni esercizio di valutazione su variabili esito che presentano variazioni stagionali (fumo, fertilità, incidenza di disturbi respiratori) potrebbe portare a conclusioni errate.

Tabella 1. *Statistiche descrittive*

	# di osservazioni		% di fumatori		sigarette pro capite		% 10+ sigarette	
	99/00	04/05	99/00	04/05	99/00	04/05	99/00	04/05
Dicembre	23.450	21.144	27,8	25,9	4,07	3,60	20,6	19,0
Marzo	23.283	21.111	27,3	24,6	3,96	3,33	20,3	17,7
Giugno	22.922	21.124	27,4	25,1	4,12	3,45	20,5	18,2
Settembre	24.198	21.240	28,2	25,4	4,17	3,60	20,9	18,7
Totale	93.853	84.619	27,7	25,3	4,08	3,49	20,6	18,4

Fonte: Indagine *Condizioni di salute e ricorso ai servizi sanitari* del 1999-2000 e 2004-2005. Il campione è ristretto agli individui tra i 15 e i 65 anni.

Nota: Tutte le medie sono calcolate usando i pesi campionari.

Tabella 2. *Incidenza e intensità del fumo per sottogruppi*

	Tutti			Uomini			Donne		
	Fumat.[a]	# Sig.[b]	Sig.10+[c]	Fumat.[a]	# Sig.[b]	Sig.10+[c]	Fumat.[a]	# Sig.[b]	Sig.10+[c]
Tutti	0,25	3,49	0,18	0,31	4,80	0,25	0,20	2,24	0,13
	(0,43)	(7,55)	(0,39)	(0,46)	(8,87)	(0,43)	(0,40)	(5,72)	(0,33)
Sposati	0,23	3,42	0,18	0,30	4,93	0,24	0,18	2,05	0,12
	(0,42)	(7,65)	(0,38)	(0,46)	(9,24)	(0,43)	(0,38)	(5,49)	(0,32)
Non sposati	0,28	3,60	0,19	0,33	4,64	0,25	0,22	2,51	0,14
	(0,45)	(7,41)	(0,40)	(0,47)	(8,40)	(0,43)	(0,42)	(6,02)	(0,35)
Nord	0,25	3,28	0,17	0,29	4,25	0,22	0,21	2,33	0,13
	(0,43)	(7,27)	(0,38)	(0,46)	(8,38)	(0,41)	(0,40)	(5,83)	(0,33)
Centro	0,28	3,82	0,20	0,32	4,89	0,25	0,24	2,78	0,15
	(0,45)	(7,76)	(0,40)	(0,47)	(8,88)	(0,43)	(0,43)	(6,33)	(0,36)
Sud	0,24	3,48	0,18	0,32	5,17	0,26	0,16	1,86	0,11
	(0,43)	(7,64)	(0,39)	(0,47)	(9,22)	(0,44)	(0,37)	(5,22)	(0,31)
Con bassa istruzione	0,26	3,93	0,20	0,34	5,54	0,28	0,19	2,33	0,13
	(0,44)	(8,07)	(0,40)	(0,47)	(9,50)	(0,45)	(0,39)	(5,91)	(0,34)
Con alta istruzione	0,24	3,01	0,16	0,28	3,93	0,21	0,20	2,15	0,12
	(0,43)	(6,88)	(0,37)	(0,45)	(7,98)	(0,40)	(0,40)	(5,51)	(0,32)
Età 15-39 (giovane)	0,26	3,19	0,18	0,32	4,50	0,24	0,19	1,89	0,11
	(0,44)	(6,87)	(0,38)	(0,47)	(8,11)	(0,43)	(0,39)	(5,03)	(0,31)
Età 40-65	0,25	3,78	0,19	0,30	5,07	0,25	0,20	2,55	0,14
	(0,43)	(8,10)	(0,39)	(0,46)	(9,51)	(0,43)	(0,40)	(6,25)	(0,35)
Giov. & non spos./o	0,26	3,12	0,17	0,32	4,09	0,23	0,20	1,97	0,11
	(0,44)	(6,63)	(0,38)	(0,46)	(7,57)	(0,42)	(0,40)	(5,11)	(0,31)
Occupato	0,29	4,24	0,22	0,34	5,31	0,27	0,23	2,62	0,15
	(0,46)	(8,18)	(0,42)	(0,47)	(9,19)	(0,44)	(0,42)	(6,01)	(0,35)
Non occupato	0,20	2,51	0,13	0,25	3,61	0,18	0,17	1,93	0,11
	(0,40)	(6,49)	(0,34)	(0,43)	(7,97)	(0,39)	(0,37)	(5,46)	(0,31)
Giovane & non	0,19	2,10	0,12	0,24	2,86	0,16	0,16	1,62	0,09
occup.	(0,39)	(5,60)	(0,32)	(0,43)	(6,57)	(0,36)	(0,37)	(4,82)	(0,29)

Fonte: Indagine *Condizioni di salute e ricorso ai servizi sanitari* del 2004-2005. Il campione è ristretto agli individui tra i 15 e i 65 anni.

Nota: [a] Percentuale di fumatori; [b] Numero medio di sigarette giornaliere pro capite; [c] Percentuale delle persone che fumano più di dieci sigarette al giorno. Deviazione standard in parentesi. Tutte le medie e deviazioni standard sono calcolate usando pesi campionari, Il sottogruppo delle persone «Con bassa istruzione» sono persone senza un diploma di scuola superiore. Il sottogruppo delle persone «Con alta istruzione» sono persone che hanno finito la scuola superiore o hanno una laurea. Il sottogruppo «Giovane e non sposata/o» e «Giovane e non occupata/o» include individui tra i 15 e i 39 anni che sono rispettivamente non sposati e non occupati.

Tabella 3. *Replicazione - Approccio ‘before/after’*

Panel A: Stime di breve periodo									
	Risultati di Buonanno et al.			Replicazione di Buonanno et al.			Nostra specificazione		
	Fumatori (1)	# Sig. (2)	Sig. 10+ (3)	Fumatori (4)	# Sig. (5)	Sig. 10+ (6)	Fumatori (7)	# Sig. (8)	Sig. 10+ (9)
Tutti	-0,013**	-0,271**	-0,013**	-0,013**	-0,270**	-0,013**	-0,012**	-0,267**	-0,013**
	(0,005)	(0,078)	(0,004)	(0,005)	(0,078)	(0,004)	(0,005)	(0,080)	(0,004)
N	42.255	42.255	42.255	42.255	42.255	42.255	42.255	41.128	41,.28
Sottogruppi:									
Uomini	-0,013	-0,330**	-0,016**	-0,013	-0,328**	-0,015*	-0,012	-0,323**	-0,015*
	(0,007)	(0,122)	(0,006)	(0,007)	(0,122)	(0,006)	(0,007)	(0,124)	(0,006)
Donne	-0,012*	-0,214**	-0,011*	-0,012*	-0,213**	-0,011*	-0,012*	-0,215**	-0,011*
	(0,006)	(0,079)	(0,005)	(0,006)	(0,079)	(0,005)	(0,006)	(0,080)	(0,005)
Sposata/o	-0,017*	-0,291**	-0,014*	-0,008	-0,237*	-0,010*	-0,007	-0,234*	-0,010
	(0,007)	(0,110)	(0,006)	(0,006)	(0,103)	(0,005)	(0,006)	(0,105)	(0,005)
Non sposata/o	-0,009	-0,252*	-0,012*	-0,018*	-0,303**	-0,016**	-0,018*	-0,306**	-0,016**
	(0,006)	(0,103)	(0,005)	(0,007)	(0,111)	(0,006)	(0,007)	(0,114)	(0,006)
Nord	-0,013	-0,240	-0,018*	-0,013	-0,239	-0,017*	-0,013	-0,255	-0,018**
	(0,008)	(0,131)	(0,007)	(0,008)	(0,131)	(0,007)	(0,008)	(0,133)	(0,007)
Centro	-0,006	-0,190	-0,004	-0,005	-0,185	-0,004	-0,006	-0,179	-0,003
	(0,010)	(0,166)	(0,009)	(0,010)	(0,166)	(0,009)	(0,010)	(0,170)	(0,009)
Sud	-0,016*	-0,335**	-0,015*	-0,016*	-0,336**	-0,015*	-0,015*	-0,325**	-0,014*
	(0,007)	(0,120)	(0,006)	(0,007)	(0,120)	(0,006)	(0,007)	(0,122)	(0,006)
Sottogruppi addizionali:									
Con bassa educazione				-0,017**	-0,310**	-0,018**	-0,017**	-0,313**	-0,018**
				(0,006)	(0,110)	(0,006)	(0,006)	(0,112)	(0,006)
Con alta educazione				-0,006	-0,185	-0,006	-0,006	-0,187	-0,006
				(0,006)	(0,101)	(0,005)	(0,006)	(0,104)	(0,006)
Età 15-39				-0,016*	-0,259**	-0,012*	-0,016*	-0,260*	-0,012*

segue tab. 3

Età 40-65				(0,007)	(0,100)	(0,005)	(0,006)	(0,102)	(0,006)
				-0,009	-0,282*	-0,014**	-0,009	-0,277*	-0,014*
Giovane & non sposata/o				(0,006)	(0,111)	(0,005)	(0,006)	(0,112)	(0,006)
				-0,022**	-0,358**	-0,017**	-0,022**	-0,365**	-0,017*
Occupata/o				(0,008)	(0,117)	(0,007)	(0,008)	(0,119)	(0,007)
				-0,014*	-0,299**	-0,014*	-0,014*	-0,291**	-0,014*
Non occupata/o				(0,006)	(0,108)	(0,006)	(0,006)	(0,109)	(0,006)
				-0,009	-0,215*	-0,011*	-0,009	-0,224*	-0,011*
Giovane & non occupato				(0,006)	(0,098)	(0,005)	(0,006)	(0,100)	(0,005)
				-0,013	-0,256*	-0,011	-0,014	-0,276*	-0,012
				(0,009)	(0,123)	(0,007)	(0,009)	(0,127)	(0,007)

Panel B: Stime medio-periodo

	Risultati di Buonanno et al,			Replicazione di Buonanno et al,			Nostra specificazione		
	Fumatori (1)	# Sig (2)	Sig. 10+ (3)	Fumatori (4)	# Sig. (5)	Sig. 10+ (6)	Fumatori (7)	# Sig. (8)	Sig. 10+ (9)
Tutti	-0,010**	-0,178**	-0,010**	-0,013**	-0,010**	-0,010**	-0,010**	--0,168*	-0,010**
	(0,004)	(0,065)	(0,003)	(0,005)	(0,004)	(0,003)	(0,004)	(0,066)	(0,003)
N	84.619	84.619	84.619	42.255	84.619	84.619	84.619	82.333	82.333

Fonte: Indagine *Condizioni di salute e ricorso ai servizi sanitari* del 2004-2005. Il campione è ristretto agli individui tra i 15 e i 65 anni.

Nota: Ogni numero rappresenta una stima separata del coefficiente β nell'equazione (1), e indica se l'individuo è stato intervistato dopo l'introduzione della legge Sirchia. Il Panel A riporta i risultati delle stime di breve periodo, dove confrontiamo individui intervistati nel marzo 2005 *vs* quelli intervistati in dicembre 2004. Il Panel B si riferisce alle stime di medio periodo, ottenute confrontando individui intervistati in marzo, giugno e settembre 2005 *vs* intervistati nel dicembre 2004. Tutte le stime sono realizzate tramite un modello lineare e gli errori standard (in parentesi) sono clusterizzati a livello di famiglia, con * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$. Le colonne (1) - (3) riportano i risultati delle tabelle 2, 4 e 5 in Buonanno - Ranzani (2013). Le colonne (4)-(6) riportano le corrispondenti stime basa e sul nostro campione. Nelle colonne (8) e (9) escludiamo dal nostro campione gli individui che fumano ma non forniscono informazioni valide sul numero di sigarette fumate; questi individui sono inclusi nelle colonne (2), (3), (5) e (6) con un valore 0 per il numero di sigarette fumate.

Tabella 4. *Differenza-nelle-differenze di breve periodo*

	Stime di breve periodo								
	Tutti			Uomini			Donne		
	Fumatori (1)	# Sig . (2)	Sig. 10+ (3)	Fumatori (4)	# Sig. (5)	Sig. 10+ (6)	Fumatori (7)	# Sig. (8)	Sig. 10+ (9)
Tutti	-0,007	-0,137	-0,009	-0,003	-0,062	-0,007	-0,012	-0,225*	-0,012
	(0,007)	(0,114)	(0,006)	(0,009)	(0,178)	(0,009)	(0,008)	(0,112)	(0,006)
N	88.988	87.722	87.722	44.112	43.344	43.344	44.876	44.378	44.378
Sottogruppi:									
Sposate/i	-0,000	-0,017	-0,003	0,001	0,076	-0,002	-0,002	-0,119	-0,004
	(0,008)	(0,150)	(0,007)	(0,012)	(0,245)	(0,011)	(0,009)	(0,137)	(0,008)
Non sposate/i	-0,016	-0,309	-0,018*	-0,009	-0,261	-0,014	-0,025*	-0,376*	-0,024*
	(0,010)	(0,160)	(0,009)	(0,014)	(0,246)	(0,013)	(0,012)	(0,178)	(0,010)
Nord	-0,009	-0,122	-0,017	-0,005	-0,166	-0,022	-0,014	-0,098	-0,012
	(0,011)	(0,192)	(0,010)	(0,015)	(0,290)	(0,014)	(0,014)	(0,202)	(0,011)
Centro	-0,013	-0,330	-0,012	0,005	-0,034	0,012	-0,033	-0,627*	-0,035*
	(0,014)	(0,243)	(0,013)	(0,019)	(0,369)	(0,018)	(0,017)	(0,254)	(0,015)
Sud	-0,002	-0,046	-0,003	-0,004	0,011	-0,006	0,000	-0,115	-0,000
	(0,010)	(0,173)	(0,009)	(0,014)	(0,283)	(0,014)	(0,011)	(0,154)	(0,009)
Con bassa istruzione	-0,014	-0,184	-0,016*	-0,017	-0,216	-0,023	-0,013	-0,183	-0,010
	(0,008)	(0,155)	(0,008)	(0,012)	(0,248)	(0,012)	(0,010)	(0,151)	(0,009)
Con alta istruzione	0,002	-0,062	-0,001	0,015	0,119	0,011	-0,010	-0,255	-0,014
	(0,009)	(0,155)	(0,008)	(0,013)	(0,246)	(0,012)	(0,012)	(0,162)	(0,010)
Età 15-39	-0,012	-0,197	-0,012	-0,009	-0,139	-0,011	-0,016	-0,291*	-0,014
	(0,009)	(0,143)	(0,008)	(0,013)	(0,227)	(0,012)	(0,011)	(0,145)	(0,009)
Età 40-65	-0,003	-0,069	-0,007	0,001	-0,013	-0,005	-0,007	-0,139	-0,010
	(0,009)	(0,163)	(0,008)	(0,012)	(0,263)	(0,012)	(0,010)	(0,160)	(0,009)
Giovane & non sposata/o	-0,022*	-0,392*	-0,021*	-0,018	-0,341	-0,019	-0,029*	-0,485**	-0,025*
	(0,011)	(0,168)	(0,009)	(0,015)	(0,253)	(0,014)	(0,014)	(0,185)	(0,011)

segue tab. 4

Occupata/o	-0,002 (0,009)	-0,019 (0,164)	-0,006 (0,008)	0,007 (0,011)	0,170 (0,225)	0,002 (0,011)	-0,016 (0,013)	-0,318 (0,186)	-0,020 (0,011)
Non occupata/o	-0,011 (0,008)	-0,247 (0,137)	-0,012 (0,007)	-0,020 (0,015)	-0,519 (0,276)	-0,026 (0,013)	-0,008 (0,009)	-0,141 (0,135)	-0,006 (0,008)
Giovane & non occupato	-0,021 (0,012)	-0,347* (0,171)	-0,018 (0,010)	-0,024 (0,020)	-0,363 (0,315)	-0,027 (0,017)	-0,022 (0,014)	-0,414* (0,182)	-0,018 (0,011)

Fonte: Indagine C*ondizioni di salute e ricorso ai servizi sanitari* del 1999-2000 e 2004-2005. Il campione è ristretto agli individui tra i 15 e i 65 anni.

Nota: Ogni numero rappresenta una stima separata del coefficiente δ nell'equazione (2), che cattura l'effetto dell'introduzione della legge Sirchia al netto degli effetti stagionali. Le stime si riferiscono agli effetti di breve periodo, ottenuti confrontando gli individui in marzo *vs* quelli intervistati a dicembre. Tutte le stime sono stimate con un modello lineare e gli errori standard (in parentesi) sono clusterizzati a livello di famiglia con * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$. Per le principali covariate vedere il paragrafo 4.1.

Tabella 5. *Differenza-nelle-differenze nel medio periodo*

	Stime di medio periodo								
	Tutti			Uomini			Donne		
	Fumatori (1)	# Sig. (2)	Sig. 10+ (3)	Fumatori (4)	# Sig. (5)	Sig. 10+ (6)	Fumatori (7)	# Sig. (8)	Sig. 10+ (9)
Tutti	-0,008	-0,174	-0,009	-0,005	-0,140	-0,008	-0,011	-0,205*	-0,010
	(0,005)	(0,094)	(0,005)	(0,007)	(0,147)	(0,007)	(0,006)	(0,093)	(0,005)
N	178.472	175.892	175.892	88.391	86.793	86.793	90.081	89.099	89.099
Sottogruppi:									
Sposate/i	-0,000	-0,029	-0,002	0,001	-0,004	-0,002	-0,001	-0,058	-0,003
	(0,007)	(0,124)	(0,006)	(0,010)	(0,203)	(0,009)	(0,008)	(0,114)	(0,007)
Non sposate/i	-0,018*	-0,371**	-0,018**	-0,011	-0,312	-0,015	-0,026*	-0,420**	-0,021*
	(0,008)	(0,132)	(0,007)	(0,011)	(0,203)	(0,010)	(0,010)	(0,148)	(0,009)
Nord	-0,010	-0,082	-0,012	-0,008	-0,198	-0,019	-0,012	0,022	-0,005
	(0,009)	(0,157)	(0,008)	(0,013)	(0,238)	(0,012)	(0,011)	(0,167)	(0,009)
Centro	-0,010	-0,375	-0,011	-0,002	-0,299	-0,001	-0,018	-0,448*	-0,022
	(0,011)	(0,199)	(0,010)	(0,016)	(0,307)	(0,015)	(0,014)	(0,208)	(0,012)
Sud	-0,006	-0,134	-0,006	-0,003	0,006	-0,003	-0,008	-0,247	-0,008
	(0,008)	(0,143)	(0,007)	(0,011)	(0,233)	(0,011)	(0,009)	(0,131)	(0,008)
Con bassa istruzione	-0,020**	-0,299*	-0,019**	-0,019	-0,282	-0,022*	-0,021**	-0,317*	-0,015*
	(0,007)	(0,127)	(0,006)	(0,010)	(0,205)	(0,010)	(0,008)	(0,125)	(0,007)
Con alta istruzione	0,008	0,012	0,004	0,014	0,066	0,010	0,002	-0,051	-0,003
	(0,008)	(0,128)	(0,007)	(0,011)	(0,203)	(0,010)	(0,010)	(0,135)	(0,008)
Età 15-39	-0,012	-0,260*	-0,012	-0,010	-0,179	-0,010	-0,014	-0,343**	-0,013
	(0,007)	(0,118)	(0,006)	(0,011)	(0,188)	(0,010)	(0,009)	(0,120)	(0,007)
Età 40-65	-0,004	-0,081	-0,006	-0,001	-0,112	-0,006	-0,008	-0,062	-0,006
	(0,007)	(0,135)	(0,006)	(0,010)	(0,218)	(0,010)	(0,008)	(0,133)	(0,007)
Giovane & non sposata/o	-0,023*	-0,435*	-0,020*	-0,017	-0,319	-0,015	-0,029*	-0,577**	-0,026**
	(0,009)	(0,139)	(0,008)	(0,012)	(0,209)	(0,011)	(0,012)	(0,154)	(0,009)

segue tab. 5

Occupata/o	-0,001	-0,039	-0,004	0,003	0,016	-0,001	-0,006	-0,136	-0,010
	(0,007)	(0,135)	(0,007)	(0,009)	(0,186)	(0,009)	(0,010)	(0,155)	(0,009)
Non occupatato	-0,015*	-0,293**	-0,013*	-0,018	-0,423	-0,021	-0,014	-0,229*	-0,009
	(0,007)	(0,112)	(0,006)	(0,012)	(0,228)	(0,011)	(0,008)	(0,112)	(0,006)
Giovane & non occupato	-0,024*	-0,484**	-0,019*	-0,023	-0,391	-0,022	-0,027*	-0,567**	-0,020*
	(0,010)	(0,142)	(0,008)	(0,016)	(0,260)	(0,014)	(0,011)	(0,154)	(0,009)

Fonte: Indagine *Condizioni di salute e ricorso ai servizi sanitari* del 1999-2000 e 2004-2005. Il campione è ristretto agli individui tra i 15 e i 65 anni.

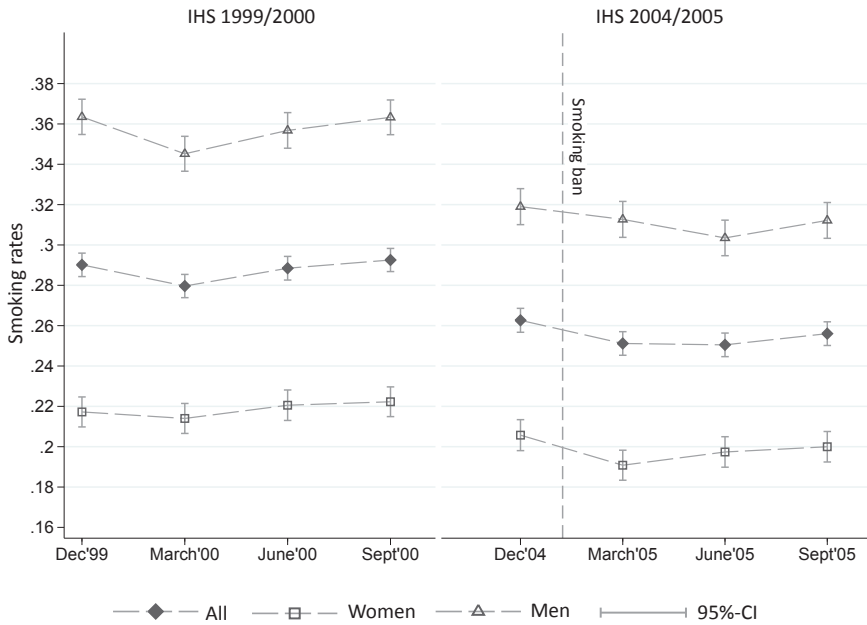
Nota: Ogni numero rappresenta una stima separata del coefficiente δ nell'equazione (2), che cattura l'effetto dell'introduzione della legge Sirchia al netto degli effetti stagionali, Le stime si riferiscono agli effetti di medio periodo, ottenuti confrontando gli individui in marzo, giugno e settembre *vs* quelli intervistati a dicembre, Tutte le stime sono stimate con un modello lineare e gli errori standard (in parentesi) sono clusterizzati a livello di famiglia con * p < 0,05, ** p < 0,01, Per le principali covariate vedere il paragrafo 4.1.

Tabella 6. *Check di robustezza*

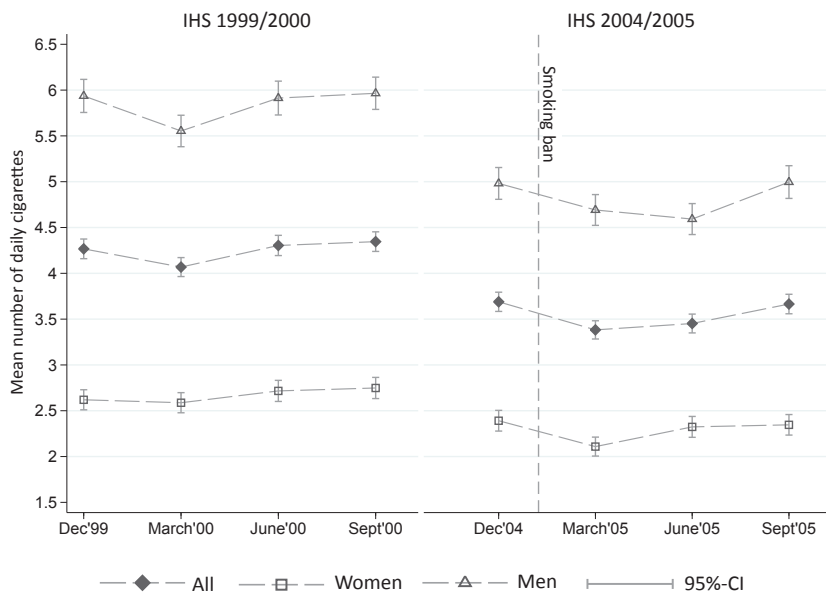
Panel A: stime DiD con gruppo di controllo non valido marzo 2000 - giugno 2000									
	Tutti			Uomini			Donne		
	Fumatori	%Sig	Sig10	Fumatori	%Sig	Sig10+	Fumatori	&Sig	Sig10+
Riforma	-0,031** (0,003)	-0,766** (0,058)	-0,030** (0,003)	-0,042** (0,005)	-1,119** (0,091)	-0,044** (0,004)	-0,022** (0,004)	-0,433** (0,058)	-0,018** (0,003)
N	88.440	87.134	87.134	43.803	42.997	42.997	44.637	44.137	44.137
Panel B: Test placebo - stime DiD di marzo 2000 - giugno 2000 vs marzo 2005-giugno 2005									
	Tutti			Uomini			Donne		
	Fumatori	%Sig	Sig10	Fumatori	%Sig	Sig10+	Fumatori	%Sig	Sig10+
Riforma	0,000 (0,007)	-0,115 (0,115	0,000 (0,006)	0,000 (0,009)	-0,225 (0,180)	-0,003 (0,009)	0,001 (0,008)	0,012 (0,113)	0,003 (0,0007)
N	88.440	87.134	87.134	43.803	42.997	42.997	44.637	44.137	44.137

Fonte: Indagine *Condizioni di salute e ricorso ai servizi sanitari* del 1999-2000 e 2004-2005, Il campione è ristretto agli individui tra i 15 e i 65 anni,

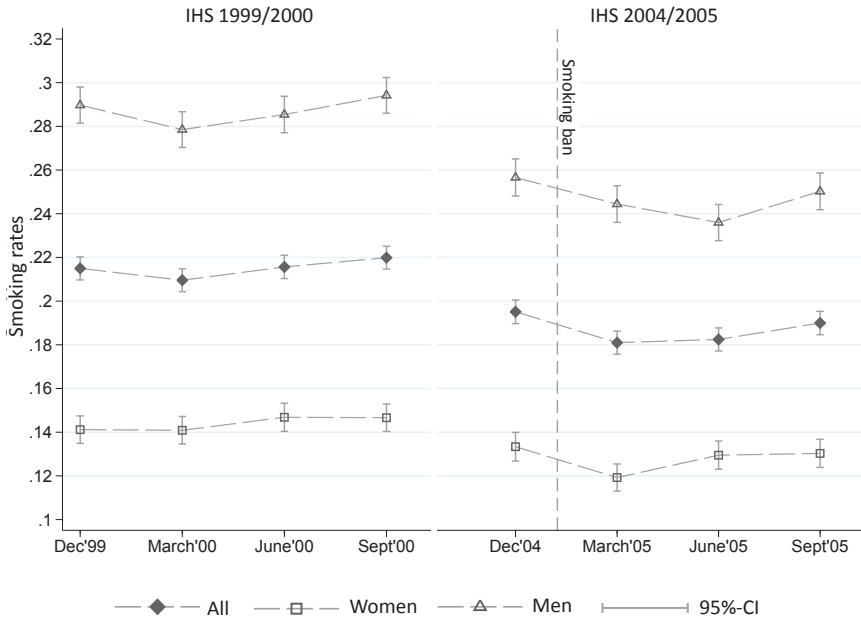
Nota: I panel A e B contengono le stime dei coefficienti δ del DiD di breve periodo, con con gruppi di trattamento e di controllo manipolati. Le stime nel Panel A sono basate su un gruppo di controllo non valido (marzo 2000 - giugno 2000 *vs* dicembre 2004 - marzo 2005). Il Panel B contiene le stime di un test placebo, confrontando marzo-giugno 2000 *vs* dicembre 2004 - marzo 2005. Tutte le stime sono ottenute con un modello lineare e gli errori standard (in parentesi) sono clusterizzati a livello di famiglia con * $p < 0{,}05$, ** $p < 0{,}01$. Per le principali covariate vedere il paragrafo 4.1.

Grafico 1. *Percentuale di fumatori per mese*

Fonte: Indagine *Condizioni di salute e ricorso ai servizi sanitari* del 1999-2000 e 2004-2005. Il campione è ristretto agli individui tra i 15 e i 65 anni.

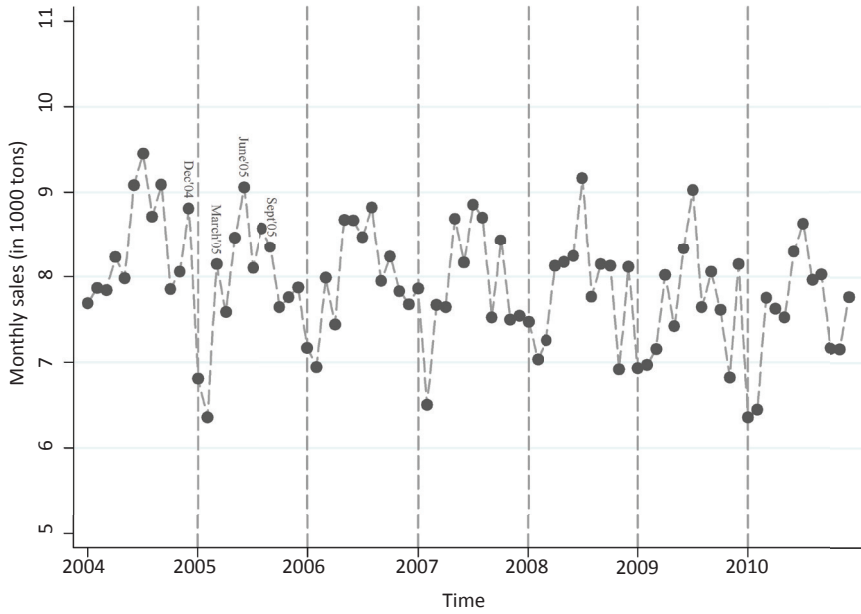
Nota: Tutti i punti e i gli intervallidi confidenza (linea verticale) sono calcolati usando i pesi campionari.

Grafico 2. *Numero medio di sigarette giornaliere per mese*

Fonte: Indagine *Condizioni di salute e ricorso ai servizi sanitari* del 1999-2000 e 2004-2005. Il campione è ristretto agli individui tra i 15 e i 65 anni.

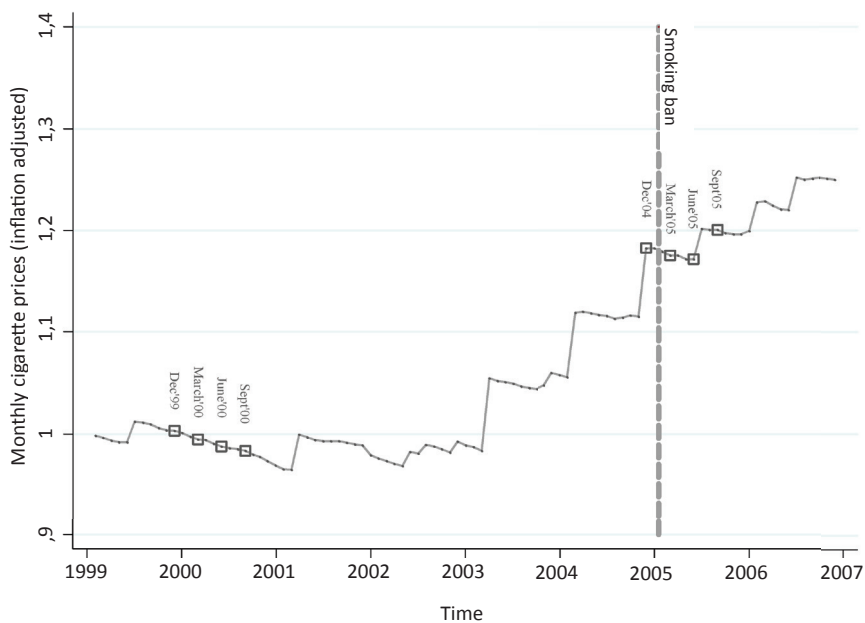
Nota: Il numero medio di sigarette giornaliere è calcolata sull'intero campione, includendo i non-fumatori. Tutti i punti e gli intervalli di confidenza (linea verticale) sono calcolati usando i pesi campionari.

Grafico 3. *Frazione di fumatori assidui (più di 10 sigarette al giorno) per mese*

Fonte: Indagine *Condizioni di salute e ricorso ai servizi sanitari* del 1999-2000 e 2004-2005. Il campione è ristretto agli individui tra i 15 e i 65 anni.

Nota: La proporzione delle persone che fumano più di 10 sigarette è calcolata sull'intero campione, includendo i non-fumatori. Tutti i punti e gli intervalli di confidenza (linea verticale) sono calcolati usando i pesi campionari.

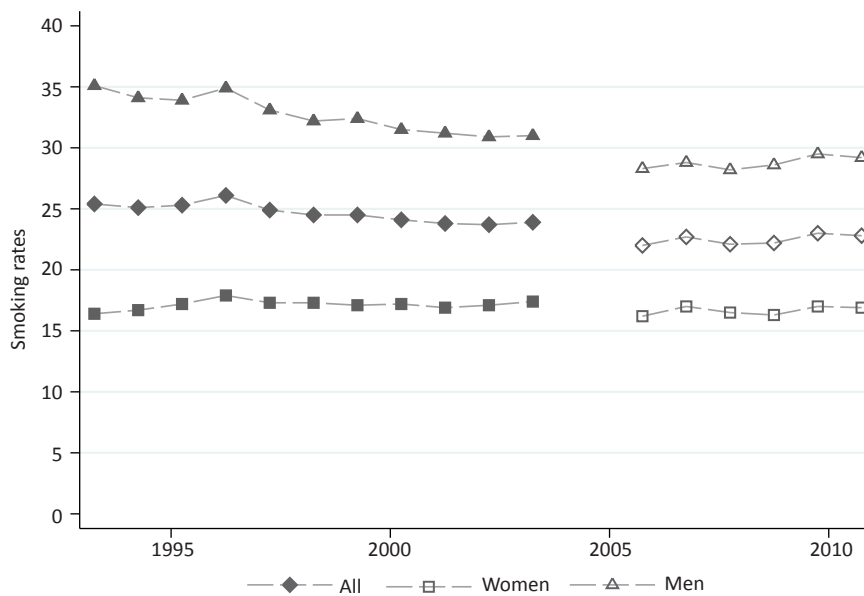
Grafico 4. *Vendita di sigarette per mese*

Fonte: ISTAT, Annuario statistico italiano 2004-2010.

Nota: Il grafico include le quantità di tabacco prodotto trasferite dai magazzini ai distributori.

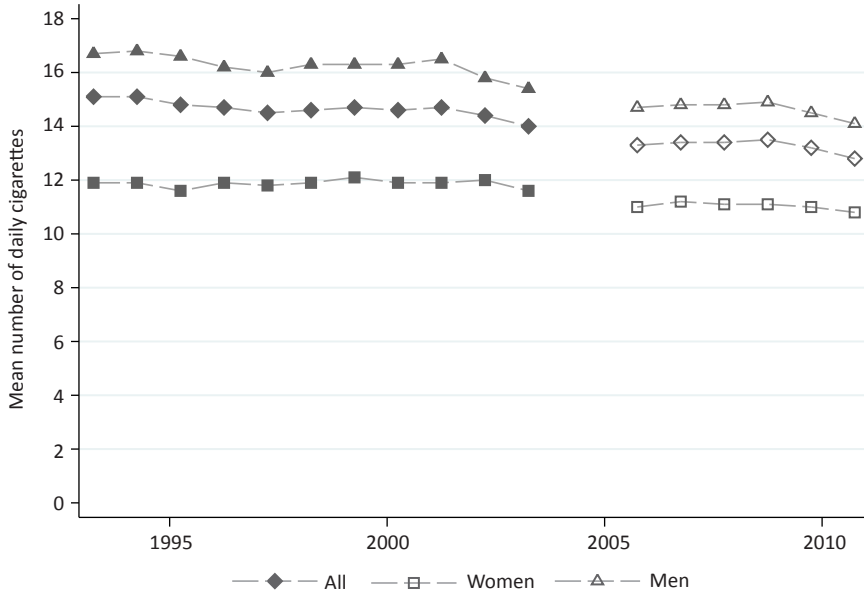
Grafico 5. *Prezzi delle sigarette*

Fonte: ISTAT, Servizio delle statistiche ai prezzi al consumo.

Nota: I prezzi sono aggiustati per l'inflazione e normalizzati al livello di gennaio 1999.

Appendice

Grafico A1. *Incidenza di fumo nel periodo 1993-2010*

Fonte: Indagine Multiscopo Aspetti della Vita Quotidiana. Nel 2004 non è stata condotta alcuna indagine.

Nota: Il campione include individui con più di 14 anni. I marcatori pieni indicano gli anni in cui l'indagine è stata condotta nel mese di novembre, i marcatori vuoti indicano gli anni in cui l'indagine è stata condotta nel mese di marzo.

Grafico A2. *Numero di sigarette nel periodo 1993-2000*

Fonte: Indagine Multiscopo Aspetti della Vita Quotidiana. Nel 2004 non è stata condotta alcuna indagine.

Nota: Il campione include individui con più di 14 anni che fumavano al tempo dell'indagine. I marcatori pieni indicano gli anni in cui l'indagine è stata condotta nel mese di novembre, i marcatori vuoti indicano gli anni in cui l'indagine è stata condotta nel mese di marzo.

Tabella A1. *Effetti di interazione - Approccio ‘before/after’*

	Tutti		
Donne:	Fumatori	# Sig.	Sig. 10+
Divieto	-0,012 (0,007)	-0,316* (0,124)	-0,015* (0,006)
Divieto×donna	0,000 (0,008)	0,097 (0,136)	0,004 (0,007)
Non sposata/o:			
Divieto	-0,007 (0,006)	-0,230* (0,105)	-0,010 (0,005)
Divieto × non sposata/o	-0,011 (0,009)	-0,086 (0,151)	-0,007 (0,008)
Nord:			
Divieto	-0,012* (0,006)	-0,276** (0,099)	-0,010* (0,005)
Divieto × Nord	-0,001 (0,010)	0,026 (0,166)	-0,008 (0,009)
Centro:			
Divieto	-0,014** (0,005)	-0,291** (0,090)	-0,016** (0,005)
Divieto × Centro	0,008 (0,011)	0,098 (0,192)	0,012 (0,010)
Bassa istruzione:			
Divieto	-0,007 (0,007)	-0,213* (0,105)	-0,007 (0,006)
Divieto × bassa istruzione	-0,009 (0,009)	-0,101 (0,149)	-0,011 (0,008)
Età 15-39			
Divieto	-0,009 (0,006)	-0,268* (0,108)	-0,015** (0,005)
Divieto × età 15-39	-0,006 (0,008)	0,002 (0,131)	0,004 (0,007)
Giovane & non sposata/o:			
Divieto	-0,008 (0,005)	-0,183 (0,096)	-0,010* (0,005)
Divieto × giovane & non sposata/o	-0,012 (0,008)	-0,260 (0,138	-0,007 (0,007)
Non occupato:			
Divieto	-0,014* (0,006)	-0,297** (0,110)	-0,014* (0,006)
Divieto × non occupata/o	0,005 (0,008)	0,070 (0,141)	0,003 (0,007)

segue tab. A1

Giovane&non occupata/o:			
Divieto	-0,008 (0,005)	-0,234** (0,090)	-0,009* (0,005)
Divieto×giovane&non occupata/o	-0,023** (0,009)	-0,159 (0,135)	-0,017* (0,007)
N	42.255	41.128	41.128

Fonte: Indagine *Condizioni di salute e ricorso ai servizi sanitari* del 2004-2005.

Nota: Il campione include individui tra i 15 e i 65 anni di età. Ogni panel rappresenta le stime del coefficiente β e l'interazione di β con uno specifico sottogruppo. Le stime si riferiscono agli effetti di breve periodo, ottenuti confrontando individui intervistati a marzo 2005 *vs* individui intervistati a dicembre 2004. Tutte le stime sono ottenute usando un modello lineare e gli errori standard (in parentesi) sono clusterizzati a livello di famiglia con * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$. Per le principali covariate vedere il paragrafo 4.1.

Tabella A2. *Effetti di interazione – DiD di breve periodo*

	Tutti			Uomini			Donne		
	Fumatori	# Sig.	Sig. 10+	Fumatori	# Sig.	Sig. 10+	Fumatori	# Sig.	Sig. 10+
Non sposata/o:									
Divieto	0,001	-0,002	-0,002	0,003	0,109	0,000	-0,001	-0,109	-0,004
	(0,008)	(0,150)	(0,007)	(0,012)	(0,245)	(0,011)	(0,009)	(0,137)	(0,008)
Divieto x non sposata/o	-0,018	-0,321	-0,017	-0,013	-0,390	-0,015	-0,026	-0,285	-0,021
	(0,012)	(0,213)	(0,011)	(0,018)	(0,340)	(0,017)	(0,015)	(0,220)	(0,013)
Nord:									
Divieto	-0,006	-0,142	-0,006	-0,001	0,000	0,001	-0,011	-0,286*	-0,012
	(0,008)	(0,141)	(0,007)	(0,011)	(0,225)	(0,011)	(0,009)	(0,134)	(0,008)
Divieto x Nord	-0,004	0,016	-0,011	-0,006	-0,183	-0,023	-0,004	0,181	-0,001
	(0,014)	(0,238)	(0,012)	(0,019)	(0,367)	(0,018)	(0,017)	(0,243)	(0,014)
Centro:									
Divieto	-0,005	-0,079	-0,009	-0,005	-0,073	-0,013	-0,006	-0,101	-0,005
	(0,007)	(0,129)	(0,007)	(0,010)	(0,204)	(0,010)	(0,009)	(0,124)	(0,007)
Divieto x Centro	-0,008	-0,259	-0,003	0,010	0,026	0,024	-0,027	-0,538	-0,031
	(0,016)	(0,275)	(0,014)	(0,022)	(0,422)	(0,020)	(0,019)	(0,283)	(0,016)
Bassa istruzione:									
Divieto	0,002	-0,076	-0,002	0,013	0,093	0,010	-0,010	-0,256	-0,014
	(0,009)	(0,156)	(0,008)	(0,013)	(0,247)	(0,012)	(0,012)	(0,162)	(0,010)
Divieto x bassa istruzione	-0,016	-0,113	-0,014	-0,028	-0,276	-0,032	-0,004	0,053	0,003
	(0,012)	(0,213)	(0,011)	(0,018)	(0,346)	(0,017)	(0,015)	(0,218)	(0,013)
Età 15-39:									
Divieto	-0,003	-0,068	-0,007	0,002	0,009	-0,004	-0,007	-0,144	-0,010
	(0,009)	(0,163)	(0,008)	(0,012)	(0,263)	(0,012)	(0,010)	(0,160)	(0,009)
Divieto × età 15-39	-0,009	-0,135	-0,005	-0,009	-0,140	-0,007	-0,010	-0,159	-0,004
	(0,012)	(0,206)	(0,011)	(0,018)	(0,341)	(0,016)	(0,015)	(0,209)	(0,012)

seguet tab. A2

Giovani & non sposata/o									
Divieto	0,001	-0,005	-0,003	0,006	0,106	0,000	-0,004	-0,107	-0,006
	(0,008)	(0,140)	(0,007)	(0,011)	(0,231)	(0,011)	(0,009)	(0,133)	(0,008)
Divieto x giovane & non sposata/o	-0,025	-0,408	-0,019	-0,025	-0,473	-0,019	-0,028	-0,406	-0,020
	(0,013)	(0,210)	(0,011)	(0,019)	(0,335)	(0,017)	(0,016)	(0,220)	(0,013)
Non occupata/o:									
Divieto	-0,001	-0,007	-0,006	0,007	0,178	0,003	-0,015	-0,307	-0,019
	(0,009)	(0,164)	(0,008)	(0,011)	(0,225)	(0,011)	(0,013)	(0,186)	(0,011)
Divieto x non occupata/o	-0,011	-0,259	-0,007	-0,027	-0,706*	-0,029	0,006	0,153	0,012
	(0,012)	(0,203)	(0,010)	(0,018)	(0,352)	(0,017)	(0,016)	(0,225)	(0,013)
Giovani & non occupati:									
Divieto	-0,002	-0,063	-0,006	0,002	0,012	-0,003	-0,007	-0,139	-0,009
	(0,007)	(0,133)	(0,007)	(0,010)	(0,203)	(0,010)	(0,009)	(0,135)	(0,008)
Divieto x giovane & non occupata/o	-0,019	-0,306	-0,013	-0,023	-0,410	-0,023	-0,018	-0,307	-0,010
	(0,013)	(0,207)	(0,011)	(0,022)	(0,370)	(0,020)	(0,016)	(0,221)	(0,013)
N	88.988	87.722	87.722	44.112	43.344	43.344	44.876	44.378	44.378

Fonte: Indagine *Condizioni di salute e ricorso ai servizi sanitari* del 1999-2000 e 2004-2005.

Nota: Il campione include individui tra i 15 e i 65 anni di età. Ogni panel rappresenta una stima separata del coefficciente δ e l'interazione di con uno specifico sottogruppo. Le stime si riferiscono agli effetti di breve periodo, ottenuti confrontando individui intervistati a marzo *verso* coloro che sono stati intervistati a dicembre. Tutte le stime sono ottenute usando un modello lineare e gli errori standard (in parentesi) sono clusterizzati a livello di famiglia con * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$. Per le principali covariate vedere il paragrafo 4.1.

Tabella A3. *Effetti di interazione - DiD di medio periodo*

	Tutti			Uomini			Donne		
	Fumatori	# Sig.	Sig. 10+	Fumatori	# Sig.	Sig. 10+	Fumatori	# Sig.	Sig. 10+
Non sposata/o:									
Divieto	0,000	-0,023	-0,002	0.002	0,016	-0,001	-0,001	-0,058	-0,003
	(0,007)	(0,125)	(0,006)	(0.010)	(0,203)	(0,009)	(0,008)	(0,114)	(0,007)
Divieto x non sposata/o	-0,020*	-0,358*	-0,017	-0.015	-0,353	-0,016	-0,026*	-0,364*	-0,019
	(0,010)	(0,177)	(0,009)	(0.015)	(0,282)	(0,014)	(0,012)	(0,182)	(0,010)
Nord:									
Divieto	-0,007	-0,220	-0,008	-0,003	-0,108	-0,002	-0,011	-0,318**	-0,013
	(0,007)	(0,116)	(0,006)	(0,009)	(0,186)	(0,009)	(0,008)	(0,112)	(0,006)
Divieto x Nord	-0,002	0,141	-0,004	-0,005	-0,092	-0,017	-0,001	0,340	0,007
	(0,011)	(0,196)	(0,010)	(0,016)	(0,302)	(0,015)	(0,014)	(0,201)	(0,011)
Centro:									
Divieto	-0,008	-0,115	-0,008	-0,006	-0,094	-0,010	-0,009	-0,129	-0,006
	(0,006)	(0,106)	(0,005)	(0,009)	(0,167)	(0,008)	(0,007)	(0,104)	(0,006)
Divieto x Centro	-0,002	-0,260	-0,003	0,004	-0,203	0,009	-0,009	-0,327	-0,016
	(0,013)	(0,225)	(0,011)	(0,018)	(0,350)	(0,017)	(0,016)	(0,232)	(0,013)
Bassa istruzione:									
Divieto	0,008	-0,003	0,003	0,013	0,037	0,009	0,002	-0,053	-0,003
	(0,008)	(0,129)	(0,007)	(0,011)	(0,203)	(0,010)	(0,010)	(0,135)	(0,008)
Divieto x bassa istruzione	-0,028**	-0,299	-0,022*	-0,031*	-0,304	-0,030*	-0,024	-0,274	-0,013
	(0,010)	(0,176)	(0,009)	(0,015)	(0,286)	(0,014)	(0,012)	(0,181)	(0,010)
Età 15-39:									
Divieto	-0,004	-0,075	-0,006	0,001	-0,080	-0,005	-0,008	-0,067	-0,006
	(0,007)	(0,135)	(0,006)	(0,010)	(0,218)	(0,010)	(0,008)	(0,133)	(0,007)
Divieto x età 15-39	-0,009	-0,206	-0,007	-0,011	-0,123	-0,007	-0,007	-0,290	-0,008
	(0,010)	(0,172)	(0,009)	(0,014)	(0,283)	(0,014)	(0,012)	(0,173)	(0,010)

seguet tab. A3

Giovani & non sposata/o									
Divieto	0,000	-0,034	-0,003	0,003	-0,017	-0,003	-0,003	-0,044	-0,003
	(0,006)	(0,116)	(0,006)	(0,009)	(0,191)	(0,009)	(0,007)	(0,110)	(0,006)
Divieto x giovane & non sposata/oi	-0,024*	-0,437*	-0,018*	-0,022	-0,351	-0,014	-0,028*	-0,557**	-0,024*
	(0,011)	(0,175)	(0,009)	(0,015)	(0,279)	(0,014)	(0,013)	(0,183)	(0,011)
Non occupata/o:									
Divieto	0,000	-0,033	-0,004	0,003	0,016	-0,001	-0,005	-0,125	-0,009
	(0,007)	(0,135)	(0,007)	(0,009)	(0,186)	(0,009)	(0,010)	(0,155)	(0,009)
Divieto × non occupata/o	-0,016	-0,288	-0,010	-0,022	-0,470	-0,022	-0,010	-0,118	0,000
	(0,009)	(0,167)	(0,008)	(0,015)	(0,291)	(0,014)	(0,013)	(0,187)	(0,011)
Giovani & non occupati:									
Divieto	-0,003	-0,072	-0,005	-0,001	-0,076	-0,005	-0,005	-0,060	-0,005
	(0,006)	(0,110)	(0,005)	(0,008)	(0,168)	(0,008)	(0,007)	(0,111)	(0,006)
Divieto x giovane & non occupata/o	-0,024*	-0,454**	-0,016	-0,023	-0,374	-0,018	-0,024	-0,536**	-0,016
	(0,011)	(0,171	(0,009)	(0,018)	(0,307)	(0,016)	(0,013)	(0,185)	(0,011)
N	178.472	175.892	175.892	88.391	86.793	86.793	90.081	89.099	89.099

Fonte: Indagine *Condizioni di salute e ricorso ai servizi sanitari* del 1999-2000 e 2004-2005.

Nota: Il campione include individui tra i 15 e i 65 anni di età. Ogni panel rappresenta una stima separata del coefficciente δ e l'interazione di con uno specifico sottogruppo. Le stime si riferiscono agli effetti di medio periodo, ottenuti confrontando individui intervistati a marzo, giugno e settembre *vs* coloro che sono stati intervistati a dicembre. Tutte le stime sono ottenute usando un modello lineare e gli errori standard (in parentesi) sono clusterizzati a livello di famiglia con * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$. Per le principali covariate vedere il paragrafo 4.1.

Tab. A4. *Stagionalità nel consumo e vendita di tabacco*

	(1) Consumo di tabacco Q4/1985-Q3/1996	(2) Vendite di tabacco Q4/2005-Q3/2010
Q1	-0,060** (0,014)	-0,079** (0,023)
Q2	-0,044* (0,014)	0,041 (0,023)
Q3	-0,025 (0,014)	0,071** (0,023)
Controllo per effetto coorte	SI	SI
Controllo per regioni	SI	NO
N	391.407	60

Fonte: La variabile dipendente della collonna (1) è il consumo di tabacco (in logaritmi) dall'ottobre 1985 al settembre 1996 secondo l'*Indagine sui consumi delle famiglie*. La variabile dipendente della colonna (2) rappresenta le vendite ufficiali (in log) di tabacco (in 1000 tonnellate) in Italia da ottobre 2005 a settembre 2010.

Nota: Deviazione standard in parentesi, con * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$. Entrambe le equazioni controllano per effetti di coorte in modo da catturare i trend di lungo periodo. Ogni coorte include l'ultimo trimestre dell'anno precedente e i primi trimestri dell'anno corrente. Le variabili Q1, Q2 e Q3 si riferiscono ai primi tre trimestri dell'anno. Perciò l'ultimo trimestre (dell'anno precedente) viene usato come categoria di riferimento.

Bibliografia

Anger S. - Kvasnicka M. - Siedler T., 2011, *One Last Puff? Public Smoking Bans and Smoking Behavior*, in «Journal of Health Economics», 30, pp. 591-601

Ayers J.W. - Althouse B.M. - Allem J.P. - Rosenquist J.N. - Ford D.E., 2013, *Seasonality in Seeking Mental Health Information on Google*, in «American Journal of Preventive Medicine», 44, 5, pp. 520-525

Barnoya J. - Bialous S.A. - Glant S.A., 2005, *Effective Interventions to Reduce Smoking-Induced Heart Disease around the World: Time to Act*, in «Circulation», 112, pp. 456-458

Barone-Adesi F. - Vizzini L. - Merletti F. - Richiardi L., 2006, *Short-Term Effects of Italian Smoking Regulation on Rates of Hospital Admission for Acute Myocardial Infarction*, in «European Heart Journal, 27, pp. 2468-2472

Buckles K.S. - Hungerman D.M., 2013, *Season of Birth and Later Outcomes: Old Questions, New Answers*, in «The Review of Economics and Statistics», 95, 3, pp. 711-724

Buonanno P. - Ranzani M., 2013, *Thank You for Not Smoking: Evidence from the Italian Smoking Ban*, in «Health Policy», 109, 2, pp. 192-199

Cesaroni G. - Forastiere F. - Agabiti N. - Valente P. - Zuccaro P. - Perucci C.A., 2008, *Effect of The Italian Smoking Ban on Population Rates of Acute Coronary Events*, in «Circulation», 117, 2008, pp. 1183-1188

Chandra S. - Chaloupka F.J., 2003, *Seasonality in Sigarette Sales: Patterns and Implications for Tobacco Control*, in «Tobacco Control», 12, pp. 105-107

Cho Y.I. - Johnson T.P. - Fendrich M., 2001, *Monthly Variations in Self-Reports of Alcohol Consumption*, in «Journal of Studies on Alcohol and Drugs», 62, pp. 268-272

Doll R. - Peto R. - Wheatley K. - Gray R. - Sutherland I., 1994, *Mortality in Relation to Smoking: 40 Years' Observations on Male British Doctors*, in «British Medical Journal», 309, pp. 901-911

Elton P.J. - Campbell P., 2008, *Smoking Prevalence in a North-West Town Following the Introduction of Smoke-Free England*, in «Journal of Public Health», 30, 4, pp. 415-420

Evans W.N. - Farelly M.C. - Montgomery E., 1999, *Do Workplace Smoking Bans Reduce Smoking?*, in «American Economic Review», 89, 4, pp. 728-747

Federico B. - Mackenbach J.P. - Eikemo T.A. - Kunst A.E., 2012, *Impact of the 2005 Smoke-Free Policy in Italy on Prevalence, Cessation and Intensity of Smoking in the Overall Population and by Educational Group*, in «Addiction», doi: 10.1111/j.1360-0443.2012.03853.x

Fichtenberg C.M. - Glantz S.A., 2000, *Association of the California Tobacco Control Program with Declines in Cigarette Consumption and Mortality from Heart Disease*, in «New England Journal of Medicine», 343, pp. 1772-1777

Gallus S. - Pacifici R. - Colombo P. - Scarpino V. - Zuccaro P. - Bosetti C. - Fernandez E. - Apolone G. - La Vecchia C., 2004, *Prevalence of Smoking and Attitude Towards Smoking Regulation in Italy*, in «Eur J Cancer Prev», 2006, 15, pp. 77-81

Gallus S. - Zuccaro P. - Colombo P. - Apolone G. - Pacifici R. - Garattini S. - La Vecchia C., 2006, *Effects of new smoking regulations in Italy*, in «Ann Oncol», 17, pp. 346-347

Gallus S. - Zuccaro P. - Colombo P. - Apolone G. - Pacifici R. - Garattini - Bosetti C. - La Vecchia C., 2007, *Smoking in Italy 2005-2006: Effects of a Comprehensive National Tobacco Regulation*, in «Preventive Medicine», 45, pp. 198-201

Gorini G. - Gasparrini A. - Fondelli M.C. - Costantini A.S. - Centrich F. - Lopez M.J. - Nebot M. - Tamang E., 2005, *Environmental Tobacco Smoke (ETS) Exposure in Florence Hospitality Venues before and after the Smoking Ban in Italy*, in «J Occup Environ Med.», 47, 1208-1210

Gorini G., 2011, *Impact of the Italian Smoking Ban and Comparison with the Evaluation of the Scottish Ban*, in «Epidemiol Prev.», 35 (3-4 Suppl. 1), pp. 4-18

Graníe M.A., 2007, *Gender Differences in Preschool Childrens Declared and Behavioral Compliance with Pedestrian Rules*, in «Transportation Research, Part F: Traffic Psychology and Behaviour 10», 5, pp. 371-382

Guerrero F. - Santonja F.J. - Villanueva R.J., 2011, *Analysing the Spanish Smoke-free Legislation of 2006: A New Method to Quantify its Impact Using a Dynamic Model*, in «International Journal of Drug Policy», 22, 4, pp. 247-251

Huibers M.J.H. - de Graafa L.E. - Peeters F.P. - Arntza A., 2010, *Does the Weather Make us Sad? Meteorological Determinants of Mood and Depression in the General Population*, in «Psychiatry Research», 180, 2-3, pp. 143-146

Jones A.M. - Laporte A. - Rice N. - Zucchelli E., 2015, *Do Public Smoking Bans have an Impact on Active Smoking? Evidence from the UK*, in «Health Economics», 24, 2, pp. 175-192

Juster H.R. - Loomis B.R. - Hinman T.M. - Farrelly M.C. - Hyland A. - Bauer U.E. - Birkhead G.S., 2007, *Declines in Hospital Admissions for Acute Myocardial Infarction in New York State after Implementation of a Comprehensive Smoking Ban*, in «American Journal of Public Health», 97, 11, pp. 2035-2039

Kastlunger B. - Dressler S.G. - Kirchler E. - Mittone L. - Voracek M., 2010, *Sex Differences in Tax Compliance: Differentiating between Demographic Sex, Gender-Role Orientation, and Prenatal Masculinization (2D:4D)*, in «Journal of Economic Psychology», 31, 4, pp. 542-552

La Vecchia C. - Garattini S. - Colombo P. - Scarpino V. (2001), *Attitudes towards Smoking Regulation in Italy*, in «The Lancet», 358, 2001, 9277, p. 245

Law M.R. - Morris J.K. - Wald N.J., 1997, *Environmental Tobacco Smoke Exposure and Ischaemic Heart Disease: An Evaluation of the Evidence*, in «British Medical Journal», 315, pp. 973-980

Lee J.T. - Glantz S. A. Millett C.,. 2011, *Effect of Smoke-free Legislation on Adult Smoking Behaviour in England in the 18 Months Following Implementation*, in «PLoS One», 6, 6, Article ID e20933

Mackay D.F. - Nelson S.M. - Haw S.J. - Pell J.P., 2012, *Impact of Scotland's Smoke-Free Legislation on Pregnancy Complications: Retrospective Cohort Study*, in «PLoS Medicine», 9: Article ID e1001175

Martinez-Bakker M. - Bakker K.M. - King A.A. - Rohani P., 2014, *Human Birth Seasonality: Latitudinal Gradient and Interplay with Childhood Disease Dynamics*, in «Proceedings of the Royal Society», Series B, 281, pp. 1471-2954

Momperousse D. - Delnevo C.D. - Lewis M.J., 2007, *Exploring the Seasonality of Sigarette Smoking Behaviour*, in «Tobacco Control», 16, 1, pp. 69-70

Mullally B.J. - Greiner B.A. - Allwright S. - Paul G. - Perry I.J., 2009, *The Effect of the Irish Smoke-free Workplace Legislation on Smoking Among Bar Workers*, in «European Journal of Public Health», 19, 2, pp. 206-211

Norcross J.C. - Mrykalo M.S. - Blagys M.D. - Syne A.L., 2002, *Success Predictors, Change Processes, and Self-Reported Outcomes of New Year's Resolvers and Nonresolvers*, in «Journal of Clinical Psychology», 58, pp. 397-405

Norcross J.C. - Vangarelli D.J., 1989, *The Resolution Solution: Longitudinal Examination of New Year's Change Attempts*, in «Journal of Substance Abuse», 1, pp. 127-134

Pell J.P. - Haw S. - Cobbe S. - Newby D.E. - Pell A.C.H. - Fischbacher C. - McConnachie A. - Pringle S. - Murdoch D. - Dunn F. - Oldroyd K. - Macintyre P. - O'Rourke B. - Borland W., 2008, *Smoke-free Legislation and Hospitalizations for Acute Coronary Syndrome*, in «The New England Journal of Medicine», 359, pp. 482-491

Raupach T. - Schafer K. - Konstantinides S. - Andreas S., 2006, *Secondhand Smoke as an Acute Threat for the Cardiovascular System: A Change in Paradigm*, in «European Heart Journal», 27, pp. 386-392

Scott-Parker B. - Watson B. - King M.J. - Hyde M.K., 2014, '*I Drove After Drinking Alcohol' and Other Risky Driving Behaviours Reported by Young Novice Drivers*, in «Accident Analysis and Prevention», 70, pp. 65-73

Shiono P.H. - Behrman R., 1995, *Low Birth Weight: Analysis and Recommendations*, in «Future Child», 5, pp. 4-18

Stapleton M. - Howard-Thompson A. - Georce C. - Hoover R.M. - Self T.H., 2011, *Smoking and Asthma*, in «J Am Board Fam Med May-June», 24, 3, pp. 313-322

Tramacere I. - Gallus S. - Zuccaro P. - Colombo P. - Rossi S. - Boetta P. - La Vecchia C., 2009, *Socio-demographic Variation in Smoking Habits: Italy, 2008*, in «Prev Med.», 48, pp. 213-217

Tom A. - Granie M.A., 2011, *Gender Differences in Pedestrian Rule Compliance and Visual Search at Signalized and Unsignalized Crossroads*, in «Accident Analysis and Prevention», 43, 5, pp. 1794-1801

Uitenbroek D.G., 1996, *Seasonal Variation in Alcohol Use*, in «Journal of Studies on Alcohol and Drugs», 57, pp. 47-52

Verdonk-Kleinjan W.M. - Candel M.J. - Knibbe R.A. - Willemsen M.C. - de Vries H., 2011, *Effects of a Workplace-Smoking Ban in Combination with Tax Increases on Smoking in the Dutch Population*, in «Nicotine and Tobacco Research», 13, pp. 412-418

Wellman R.J. – Di Franza J.R., 2003, *Seasonality in Onset of Youth Smoking Parallels Seasonality in Sigarette Sales*, in «Tobacco Control», 12, p. 339